VALTION MAATALOUSKOETOIMINNAN JULKAISUJA N:o 127
AGRICULTURAL EXPERIMENT ACTIVITIES OF THE STATE, PUBLICATION N:o 127

SONNIEN JÄLKELÄISARVOSTELUSTA

T. LONKA
MAATALOUSKOELAITOS, KOTIELÄINJALOSTUSOSASTO
TIKKURILA

SUMMARY:
PROGENY TEST OF SIRES

HELSINKI 1946

VALTION MAATALOUSKOETOIMINNAN JULKAISUJA N:o 127
AGRICULTURAL EXPERIMENT ACTIVITIES OF THE STATE, PUBLICATION N:o 127

SONNIEN JÄLKELÄISARVOSTELUSTA

T. LONKA
MAATALOUSKOELAITOS, KOTIELÄINJALOSTUSOSASTO
TIKKURILA

SUMMARY:
PROGENY TEST OF SIRES

HELSINKI 1946

Helsinki 1946. Valtioneuvoston kirjapaino.

Alkulause.

Seuraava tutkimus liittyy läheisesti aikaisemmin tekemääni tutkimukseen »Lypsykarjan siitosvalinnasta eri ikäkausina», jossa käsittelin lähinnä yksityisten lehmien perinnöllisen laadun määräämistä, kun taas käsillä olevassa tutkimuksessa olen pyrkinyt selvittämään sonnien jälkeläisarvostelussa käytettäviä menetelmiä sekä tytärten lukumäärän merkitystä tässä arvostelussa.

Tutkimusta tehtäessä ei vieläkään ole ollut saatavissa kaikkia sodan aikana julkaistuja amerikkalaisia ja englantilaisia alan julkaisuja, joten kirjallisuuskatsaus on tässä suhteessa puutteellinen.

Työni yhteydessä olen usein kiitollisin mielin muistanut monivuotiselta esimieheltäni ja opettajaltani professori T. Terho-vainajalta saamaani opetusta, jonka luomalta pohjalta monien tässäkin tutkimuksessa esille tulleiden pulmakysymysten ratkaisu on ollut mahdollista.

Professori Harry Federley'lle, joka on antanut monia arvokkaita ohjeita ja neuvoja, pyydän esittää kunnioittavat kiitokseni. Niin ikään kiitän maatalous- ja metsätieteiden kandidaatti Aarne Mäkelää häneltä saamastani avusta.

Pyydän myös kiittää Suomen Ayrshireyhdistystä, jolta olen saanut avustusta tutkimustani varten.

Tikkurila 14. 8. 1946.

T. Lonka.

Sisällysluettelo.

Sivu

Johdanto 5
Sonnien tuotantoarvot eli indeksit 7
Aikaisemmat tutkimukset 7
Oma tutkimus 14
Aineisto ja tutkimismenetelmä 14
Tulokset 18
Tytärten lukumäärän merkitys sonnien jälkeläisarvostelussa 28
Pienestä jälkeläismäärästä aiheutuvien valintavirheiden korjaaminen 48
Loppupäätelmät 55
Kirjallisuusluettelo 59
Summary 61

Johdanto.

Nautakarjan jalostuksen tärkein, mutta samalla vaikein tehtävä on sonnien perinnöllisen laadun määrääminen. Tulevaisuudessa saattaa sonnien arvostelu tulla vielä nykyistäkin merkityksellisemmäksi, mikäli lehmien hedelmöittämisessä aletaan käyttää laajemmassa mitassa keinosiitosta. Tällöinhän rodun parhaat lehmät tullaan hedelmöittämään suhteellisen harvojen, parhaiksi katsottujen sonnien spermalla, joten yksityisten sonnien arvostelussa syntyvät virheet voivat muodostua kohtalokkaiksi monien karjojen, jopa koko rodun vastaiselle kehitykselle. Keinosiitoksen jalostuksellinen merkitys riippuukin kokonaan siitä kyetäänkö sonnien perinnöllinen laatu määrittämään niin tarkasti, että keinosiitoksessa käytettävien sonnien hyvästä perintöasusta voidaan olla ehdottoman varmoja vai pääseekö kenties puheena olevien sonnien joukkoon perintöasultaan keskinkertaisia tai sitäkin huonompia eläimiä. Ensiksi mainitussa tapauksessa keinosiitos jouduttaa oleellisesti jalostusta, kun taas jälkimmäisessä tapauksessa sen jalostusta edistävä vaikutus on hyvin kyseenalainen.

Keinosiitokseen samoinkuin yleensäkin parhaiden lehmien hedelmöittämiseen käytettävien sonnien valinta on ehdottomasti suoritettava jälkeläisarvostelun perusteella, mikä arvostelutapa antaa tunnetusti täsmällisimmän kuvan sonnin perinnöllisestä laadusta. Valitettavasti ei sonnien jälkeläisarvostelussakaan ole vielä saavutettu sitä tarkkuutta, mikä valioeläinten arvostelussa ja nimenomaan keinosiitosta käytettäessä olisi toivottavaa.

Tällainen asiain tila aiheutuu useammastakin eri syystä, mutta yhtenä tärkeimpänä syynä on pidettävä sitä, ettei tunneta lähemmin tuotantoominaisuuksien, maidontuotannon ja maidon rasvapitoisuuden periytymistapaa. Kysymystä on tosin paljon tutkittu, mutta mainittuihin ominaisuuksiin vaikuttavat niin monet erilaiset ulkonaiset tekijät, että on hyvin vaikea saada selville, mikä osa eri eläinten välisistä tuotantoeroista aiheutuu perinnöllisistä ja mikä ulkonaisista tekijöistä. Useimmat eri rotujen väliset risteytyskokeet (Castle 1919, Feige 1929, Wriedt 1929) ovat kuitenkin osoittaneet näiden ominaisuuksien periytyvän välimuotoisesti, sillä F_1-polven tuotanto on ollut vanhempien keskivälillä. Samaa osoittavat myös v. Patow'in (1925, 1930) laajat tutkimukset, jotka hän on suorittanut Pohjois-Saksan alankomaalaisella karjalla. Näissä tutkimuksissaan v. Patow on pyrkinyt selvittämään yksityiskohtaisesti maidon- ja rasvan-

tuotannon periytymistä. Tällöin hän on päätynyt siihen, että maidontuotanto aiheutuu kolmesta samoinvaikuttavasta perintöyksiköstä A, B ja C, joista jokainen lisää tuotantoa yhtä paljon. Lisäksi on vielä erikoinen perustekijä G, joka saa aikaan ns. perustuotannon eli noin 50 % karjojen keskituotannosta. Homomeeriset geenit A, B ja C lisäävät kukin tuotantoa yksinkertaisina noin 16 % ja parillisina siis 32 % karjojen keskituloksesta. Lehmä, jolla on kaikki nämä tekijät homotsygoottisena ja jonka geeniyhdistelmä siis on GGAABBCC, lypsää tämän mukaan noin 146 % karjojen keskituotannosta, kun taas lehmä, jolta kyseelliset tekijät puuttuvat (GGaabbcc), lypsää ainoastaan 50 % karjojen keskituloksesta. Kun paritetaan keskenään äärimmäiset yhdistelmät, saadaan F_1-polvi GGAaBbCc, jonka tuotanto on 98 % karjojen keskituloksesta. Käytettäessä näitä keskenään siitokseen, saadaan siis F_2-polvi, jossa esiintyvät kaikki mahdolliset yhdistelmät seuraavan taulukon mukaisesti.

tuotantoa lisäävien geenien luku ..	0	1	2	3	4	5	6
yksilömäärä	1	6	15	20	15	6	1
tuotanto, %	50	66	82	98	114	130	146

Rasvantuotanto taas riippuu maitomäärään vaikuttavien geenien ohella ainoastaan yhdestä geeniparista FF. Tutkiessaan myöhemmin erästä ruotsalaista ayrshirekarjaa v. Patow kuitenkin päätyi siihen, että rasvantuotantoon vaikuttavia tekijöitä saattaa olla useampiakin kuin yksi pari.

Tuotannon mittana v. Patow on käyttänyt ns. suhteellista maidon- ja rasvantuotantoa, joka saadaan vertaamalla lehmän tuotantoa asianomaisen karjan muiden lehmien keskitulokseen. Koska hän ei ole millään tavalla osoittanut, onko suhteellinen tuotanto tarkempi tai edes yhtä tarkka lehmän perinnöllisen tuotantokyvyn mitta kuin maito- ja rasvakilot, jää epäselväksi, voidaanko suhteellisessa tuotannossa ilmenevästä eri eläinten välisestä muuntelusta saada selville tuotantoon vaikuttavien geenien lukumäärä. Ainakin meikäläisissä karjoissa suhteellinen tuotanto on osoittautunut varsin epätarkaksi ja huomattavasti epätarkemmaksi tuotannon mitaksi kuin maito- ja rasvakilot (Lonka 1943). Koska maidon- ja rasvantuotanto on sangen monien elinten yhteistoiminnan tulos, tuntuu v. Patow'in esittämä geenimäärä aivan liian pieneltä. Monet tutkijat ovatkin päätyneet suurempiin geenilukuihin. Niinpä esimerkiksi Lush (1933) esittää käsityksenään, että maidontuotantoon vaikuttavia geenejä täytyy olla ainakin yli 6 paria, kun taas Wilson (1925) arvelee niitä olevan 4 paria.

Vaikka tuotantoon vaikuttavien geenien luvusta ollaankin eri mieltä, ovat useimmat tutkijat kuitenkin yksimielisiä siitä, että maidontuotannon periytyminen on intermediääristä ja että siihen todennäköisesti vaikuttavat useat homomeeriset perintöyksiköt. Ainoastaan muutamat tutkijat, kuten mm. edellä mainittu Wilson sekä amerikkalainen Goodale (1927)

ovat edustaneet toisenlaista käsitystä. Ensiksi mainitun mukaan näet maidon- ja rasvantuotannon aiheuttavat 4 perintöyksikköä olisivat dominoivia. Goodale taas esittää Amerikassa suoritettujen risteytyskokeiden perusteella, että runsas maidontuotanto ja alhainen maidon rasvapitoisuus olisivat osittain dominoivia päinvastaisiin ominaisuuksiin nähden. Tällaisen tuloksen suhteen on kuitenkin tehtävä eräitä huomautuksia. Ensiksikin ovat ruokinta- ja hoito-olosuhteet kaikkialla jatkuvasti parantuneet, mistä johtuen eläinten maidontuotanto on samalla suurentunut ilman, että eläinten perintöasussa on tarvinnut tapahtua mitään muutoksia. Toiseksi maidontuotannon suurentuessa laskee usein rasvapitoisuus jonkinverran. Sen vuoksi saattaa olla mahdollista, että puheena oleviin risteytyskokeisiin osallistuneet tyttäret on ruokittu ja hoidettu paremmin kuin aikaisemmin eläneet emät, jolloin niiden maidontuotanto on suurempi ja rasvapitoisuus alhaisempi kuin niiden perintöasu emiin verraten edellyttää.

Kuten edellä lyhyesti esitetyistä, muutamista maidontuotannon ja maidon rasvapitoisuuden periytymistä koskevista tutkimuksista huomataan, poikkeavat tutkimustulokset oleellisesti toisistaan. Näin ollen ei olekaan ihme, että eri tutkijoiden sonnien jälkeläisarvostelun suorittamisesta antamat ohjeet ja heidän laatimansa menetelmät ovat erilaisia. Erityisesti tulee sonnien jälkeläisarvostelussa esille kaksi kysymystä, joihin nähden jatkuvasti ollaan eri mieltä, nimittäin kysymys siitä, minkälaisen kaavan mukaan tuotantoarvo eli indeksi olisi laskettava ja kuinka monta tytärtä tulisi sonnilla olla, ennenkuin puheena oleva indeksi voidaan laskea. Koska näiden kysymysten selvittämisellä on hyvinkin tärkeä merkitys sonnien jälkeläisarvostelussa ja kun toiselta puolen Maatalouskoelaitoksen kotieläinjalostusosastolla on käytettävissä tällaista selvittelyä varten laajemmat aineistot kuin sonnien jälkeläisarvostelua aikaisemmin käsitelleillä tutkijoilla yleensä, on pidetty tarpeellisena suorittaa eräitä vertailevia laskelmia puheena olevien kysymysten selvittämiseksi. Seuraavassa on selostettu näistä saadut tulokset sekä samalla on tehty selkoa muutamista aikaisemmista tutkimuksista.

Sonnien tuotantoarvot eli indeksit.

Aikaisemmat tutkimukset.

Useimmat sonnien jälkeläisarvostelua varten laaditut menetelmät perustuvat tilastollisiin keskilukuihin, sillä ainoastaan v. Patow (1925, 1930) sekä muutamat muut tutkijat (Hundsdörfer 1933 ja Buchholz 1934) ovat esittäneet jälkeläisarvostelussa käytettäväksi edellä selostettuihin v. Patow'n tutkimuksiin perustuvaa yksityiskohtaista geenianalyysiä.

Tällöin sonnien perinnöllinen laatu määrättäisiin siten, että ensin tarkastettaisiin montako tuotantoa lisäävää geeniä on kullakin emällä, toisin

sanoen mihin aikaisemmin esitettyyn luokkaan 0—6 kukin emä kuuluu. Samalla tavalla määrättäisiin kunkin tyttären perinnöllinen tuotantoluokka. Näin menetellen saataisiin selville, mitä geenejä tyttäret ovat saaneet emiltään ja mitä niiden on täytynyt saada isältään.

Tällaisessa geenianalyysissä on äärimmäisillä (0 ja 6) ja sitä seuraavilla (1 ja 5) yhdistelmillä aivan erityinen merkitys sonnin perintöasua määrättäessä, sillä kolmen keskimmäisen ryhmän yksilöiden tuotannoista on käytännössä miltei mahdoton päätellä isän geeniyhdistelmää. Sonnin perintöasun selvittely jää siis useimmissa tapauksissa parin kolmen emätytärparin varaan. Tässä on menetelmän heikkous siinäkin tapauksessa, että v. Patow'in esittämä geenien luku olisi oikea. Kuten tunnettua, vaihtelevat nimittäin ainakin meikäläisissä oloissa eläinten ruokinta ja hoito hyvin paljon. Tästä johtuen ei jonkun tai muutaman jälkeläisen erityisen huonojen tulosten suinkaan tarvitse olla osoituksena vanhempien huonosta perintöasusta, vaan miltei yhtä suurella syyllä niiden voidaan katsoa johtuneen poikkeuksellisen huonosta ruokinnasta tai joistakin muista tuotantoa alentavista ulkonaisista tekijöistä. Kuitenkin v. Patow'in menetelmää käyttäen jo yhden poikkeuksellisen huonon jälkeläisen ilmeneminen saattaa vaikuttaa sen, että todellisuudessa hyvä sonni tulee arvostelluksi huonoksi. Erityisen hyviin jälkeläisiin nähden tällainen analyysi saattaa pitää kutakuinkin paikkansa, koska lehmä ei voi lypsää enemmän kuin sen perintöasu edellyttää, mutta tämä ei vielä riitä kaikkien sonnien geenianalyysin suorittamiseen. Kun tutkija itsekään ei ole aivan varma siitä, onko maidontuotantoon vaikuttavia geenejä 3 paria tai mahdollisesti enemmänkin, tulee hänen menetelmänsä entistä epämääräisemmäksi. Näyttääkin siltä, ettei geenianalyysiä ainakaan toistaiseksi voida soveltaa edes suhteellisen hyvin ja jotensakin samalla tavalla ruokittuihin ja hoidettuihin karjoihin. Vielä vähemmän se voi tulla kysymykseen meikäläisessä siitosvalinnassa, koska meillä erilaisesta ruokinnasta ja hoidosta johtuva muuntelu on tavallista suurempi. Esitetyistä syistä pitääkin mm. Terho (1939) tilastollisiin keskilukuihin perustuvia menetelmiä edellistä parempina. Tällöin hänen mielestään eri yksilöissä mahdollisesti esiintyvät virheet tasoittavat toisiaan, koska ne useimmiten käyvät eri suuntiin.

Tilastollisiin keskilukuihin perustuvissa menetelmissä ovat useimmat niitä esittäneet ja käyttäneet tutkijat lähteneet siitä olettamuksesta, että maidon- ja rasvantuotanto periytyy välimuotoisesti. Yleisin tähän käsitykseen perustuva menetelmä sonnin tuotantoarvon eli indeksin määräämiseksi on ruotsalaisen Hansson'in (1913) esittämä seuraava laskukaava

$$S = 2\,T - E,$$

jota meillä sonnien jälkeläisarvostelussa käytetään. Tässä, kuten kaikissa seuraavissakin indeksien kaavoissa on S = sonnin indeksi, T = tytärten keskiarvo ja E = tytärten emien keskiarvo. Amerikkalaiset ja englanti-

laiset nimittävät esitettyä kaavaa Yapp'in kaavaksi, koska sitä myös amerikkalainen YAPP (1924) on suositellut käytettäväksi.

Intermediääriseen periytymiseen perustuu myös WRIGHT'in (1926) esittämä kaava

$$S = R + \frac{n}{n+2} \times (2\ T - E - R),$$

jossa R = rodun keskiarvo ja n = emä-tytärparien lukumäärä. Ottamalla kaavassa mukaan rodun keskiarvon tutkija on pyrkinyt määräämään arvosteltavan sonnin aseman rodussaan. Samaan päämäärään on pyrkinyt myös NORTON (LUSH 1933, p. 514) menetelmällään, jota hän on soveltanut alankomaalaiseen karjaan. Indeksien laskemiseksi hän on näet ensin määrännyt minkälaisia tyttäriä keskimäärin rodussa on eri tuotantotasolla olevilla emillä. Jos arvosteltavan sonnin tyttäret ovat poikenneet plus-suuntaan näistä keskimääristä, on erotus lisätty tytärten keskiarvoon ja saatu tulos on sonnin indeksi. Jos taas tyttäret ovat olleet huonompia kuin lasketut keskiarvot edellyttävät, on indeksi saatu vähentämällä tytärten keskiarvosta se määrä, minkä ne ovat olleet keskilukuja huonompia.

Rodun keskiarvoon vertaamisesta on sanottava, että se tulee kysymykseen vain silloin, jos yritetään verrata toisiinsa eri rotuisia sonneja. Sen sijaan saman rodun piirissä sonnien arvojärjestys pysyy samana sekä todellisten että rodun keskiarvoon verrattujen tulosten mukaan. Eri roduista peräisin olevien sonnien keskenään vertaamisella ei taas ole käytännöllistä merkitystä, jota paitsi tällaiseen vertailuun liittyy siksi monenlaisia virhetekijöitä, että on kysymyksen alaista, saadaanko esitetyn kaltaisia indeksejä käyttäen selville eri rotuisten sonnien mahdollisia rodullisia eroavaisuuksia.

Varsin yksinkertaisia indeksejä ovat PEARL'in, GOWEN'in ja MINER'in (1919) esittämä

$$S = T - E$$

sekä etenkin GIFFORD'in (1930) suosittelema kaava

$$S = T.$$

Näistä on TERHO (1939, p. 11) huomauttanut, ettei edellistä voida pitää sopivana, koska siinä ei oteta huomioon emien tasoa, minkä vuoksi hyvien emien kanssa siitokseen käytetty sonni tulee arvostelluksi huonommaksi kuin huonojen emien kanssa siitokseen käytetty sonni. Jälkimmäiseen indeksiin S = T nähden asian laita on taas päinvastoin. Siinähän hyvien emien jälkeläisten tuotantoa kohottava ja huonojen emien jälkeläisten tuotantoa alentava vaikutus tulee lasketuksi sonnin aiheuttamaksi.

Kuten edellä selostettiin, on amerikkalainen GOODALE (1927) päätellyt Amerikassa suoritettujen risteytyskokeiden perusteella, että korkea maidon-

tuotanto ja alhainen maidon rasvapitoisuus olisivat osittain vallitsevia. Näihin tuloksiin nojautuen hän on laatinut edellisistä kokonaan poikkeavan laskukaavan, jota ensiksi on sovellettu Mount Hope farmilla (Mass. U. S. A.), mistä johtuen tätä indeksiä nimitetään Mount-Hope-indeksiksi. Risteytyskokeissa ilmenneen vallinnan voimakkuuden perusteella hän on päätynyt seuraaviin kaavoihin:

1. Jos tytärten keskiarvo on suurempi kuin emien keskiarvo, saadaan maidontuotannon indeksi kaavasta

$$S = T + 0.429\ (T - E) \text{ ja}$$

rasvapitoisuus kaavasta

$$S = T + 1.5\ (T - E).$$

2. Jos taas tytärten keskiarvo on pienempi kuin niiden emien keskiarvo, on kaava maidontuotantoon nähden

$$S = T - 2.333\ (E - T) \text{ ja}$$

rasvapitoisuuteen nähden

$$S = T - 0.677\ (E - T).$$

Tämä menetelmä on herättänyt paljon arvostelua ei yksinomaan sen vuoksi, että useimpien tutkimusten mukaan jo lähtökohta, nimittäin Goodale'n esittämä maidon- ja rasvantuotannon periytymisessä ilmenevä vallinta näyttää olevan erheellinen. Menetelmä perustuu nimittäin erehdykseen, kuten Johansson (1935) aivan oikein huomauttaa, siinäkin tapauksessa, että mainitunlainen vallintasuhde todella olisi olemassa. Esitetyt kaavat antaisivat näet oikean tuloksen vain sillä edellytyksellä, että vallitsevat perintöyksiköt olisivat yksinomaan joko isällä tai emällä. Todellisuudessahan niiden kuitenkin pitäisi ilmetä keskimäärin yhtä suuressa määrässä kummallakin vanhemmalla.

Viimeksi on Bonnier (1936) laatinut kaksi tilastollisiin keskilukuihin perustuvaa laskukaavaa, ns. regressioindeksin ja pienimmän variantin indeksin kaavat, jotka hän on esittänyt seuraavassa muodossa.

1. Regressioindeksin kaava

$$\bar{z} = \frac{\bar{y} - b\bar{x}}{1 - b}, \text{ jossa}$$

$$b = \frac{S(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{S(x - \bar{x})^2}.$$

2. Pienimmän variantin indeksin kaava

$$\bar{z} = a\bar{x} + (1 - a)\bar{y}, \text{ jossa}$$

$$a = \frac{S(y - \bar{y})^2 - S(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{S(x - \bar{x})^2 + S(y - \bar{y})^2 - 2S(x - \bar{x})(y - \bar{y})}.$$

Kaavoissa olevat kirjaimet ovat $\bar{z}$ = sonnin indeksi, x = yksityisen emän tuotanto, $\bar{x}$ = emien keskiarvo y = yksityisen tyttären tuotanto, $\bar{y}$ = tytärten keskiarvo. Kirjain S on määrätynlaisen summalausekkeen merkki.

Edellä esitetyistä indekseistä pitävät useimmat tutkijat (LUSH 1933, JOHANSSON 1935, BONNIER 1936, TERHO 1939 jne.) Hansson'in indeksiä S = 2 T—E sopivimpana, koska se nojautuu useimpien hyväksymään käsitykseen maidon- ja rasvantuotannon periytymisestä. Lisäksi se on riittävän yksinkertainen sovellettavaksi käytännölliseen siitosvalintaan (LUSH 1933). Eri menettelytavoista lausutut arvostelut perustuvat kuitenkin etupäässä teoreettisiin erittelyihin, sillä varsinaisia vertailevia laskelmia eri indeksien sopivaisuudesta siitosarvosteluun on tehty hyvin vähän. Ainoastaan englantilainen EDWARDS (1932) sekä edellä mainittu Bonnier ovat selvittäneet tätä kysymystä yksityiskohtaisilla vertailuilla.

Edwards'in tutkimusaineisto käsitti kaikkiaan 23 sonnia, joiden tytärten emät hän jakoi maidontuotannon mukaan kahteen mahdollisimman yhtäsuureen ryhmään siten, että toiseen ryhmään tulivat hyvät ja toiseen huonot emät. Hän nimittäin päätteli, että mikäli indeksin kaava on oikea, pitäisi hyvien emien ryhmään joutuneiden emä-tytärparien perusteella laskien saada likimain sama indeksi kuin huonojenkin ryhmään joutuneiden emä-tytärparien mukaan laskien. Näin ollen pitäisi siis parhaalla kaavalla saaduissa arvoissa hyvien ja huonojen ryhmistä laskettujen indeksien eron olla pienimmän. Tämän selvittämiseksi määräsi hän sonneille indeksit sekä kaikkien emä-tytärparien että erikseen hyvien ja huonojen emäryhmien emä-tytärparien mukaan käyttäen seuraavaa viittä erilaista indeksin kaavaa: 1. S = T, 2. S = T — E, 3. S = 2 T — E, 4. $S = R + \frac{n}{n+2}(2\,T - E - R)$ sekä 5. Mount Hope-indeksiä. Jokaiselle sonnille laskettiin siis 15 (5 menetelmää ja jokaisella menetelmällä 3 arvoa) erilaista indeksiä. Tämän jälkeen hän määräsi kullakin kaavalla saaduista arvoista erotukset toiselta puolen kaikkien emä-tytärparien ja hyvien ryhmän sekä toiselta puolen kaikkien emä-tytärparien ja huonojen ryhmän välillä. Laskemalla näin saatujen erotusten keskiarvon hän sai hyvien ja huonojen ryhmien keskimääräisiksi erotuksiksi seuraavassa taulukossa 1 olevat tulokset.

Taulukko 1. *Erilaisilla menete'millä määrättyjen hyvien ja huonojen emien ryhmistä saatujen indeksien väliset erotukset* (EDWARDS *1932, p. 830).*

Indeksi		1 S = T	2 S = T—E	3 S = 2 T—E	4 Wright	5 Mount Hope
Erotus kaikkien emä-tytärparien indeksistä, Engl. naul.	Hyvät emät	+450	+1 160	+1 200	+940	+1 660
	Huonot emät	—450	—1 160	—1 200	—970	—2 670

Taulukosta nähdään, että puheena oleva erotus on pienin indeksiä S = T käytettäessä. Seuraavaksi pienin erotus on Wright'in indeksillä saaduissa arvoissa, kun taas Hansson'in indeksi S = 2 T—E on vasta neljännellä sijalla ja ainoastaan Mount Hope-indeksin erotukset ovat sitä suuremmat. Koska erotus indeksiä S = T käytettäessä on pienin, tutkija katsoo sen parhaiten soveltuvan sonnien perinnöllisen laadun määräämiseen. Hänen käyttämänsä menetelmän suhteen on kuitenkin tehtävä eräitä huomautuksia.

Kenties voidaan lähtökohtaa, emä-tytärparien jakamista hyvien ja huonojen emien ryhmiin, pitää käyttökelpoisena tutkimistapana, vaikka menetelmällä onkin samat heikkoudet kuin yleensä saman eläimen tuotantojen vertailuihin perustuvilla tutkimistavoilla, joista myöhemmin tulee lähemmin puhe. Terho (1939, p. 15) on tosin huomauttanut, että ryhmät pitäisi muodostaa sattumavaraisesti eikä tuotannon suuruuden mukaan, millä seikalla lienee kuitenkin verraten vähän merkitystä tällaisessa vertailussa. Sen sijaan menetelmän suurin heikkous on siinä, etteivät kysymyksessä olevat erotukset s e l l a i s e n a a n osoita, mikä indeksi parhaiten soveltuu sonnin arvostelemiseen. Näiden erotusten merkityshän oleellisesti riippuu siitä, kuinka suuri muuntelu syntyy eri sonnien kesken kutakin menetelmää sovellettaessa. Jos sonnien tuotantoarvojen välinen muuntelu jonkin kaavan mukaan laskien on esimerkiksi kaksi kertaa suurempi kuin toisen kaavan perusteella saatujen tuotantoarvojen muuntelu, saavat ensinmainitun indeksin puheena olevat erotukset olla kaksi kertaa jälkimmäisen erotuksia suuremmat ja kuitenkin saattavat molemmat menetelmät olla yhtä oikeita, toisin sanoen sonnit tulevat keskimäärin samaan arvojärjestykseen. Ennenkuin kysymyksessä olevien erotusten perusteella voidaan tehdä johtopäätöksiä eri arvostelutapojen sopivaisuudesta, on en vuoksi ehdottomasti ensin määrättävä kullakin laskutavalla saatujen indeskien keskinäinen hajonta. Kun eri indeksien hajonta määrätään Edwards'in aineistossa, saadaan 23 sonnin välisiksi hajonnan (σ) arvoisiksi seuraavat luvut:

Indeksi	1	2	3	4	5
Hajonta (σ)	1 682	1 318	2 676	2 513	3 716

Kuten σ:n arvot osoittavat, on eri kaavojen mukaan määrättyjen tuotantoarvojen hajonta hyvin erilainen. Suurin se on Mount Hope kaavasta (5) saaduissa arvoissa, joissa siis saisi olla myös suurimmat erotukset. Pienin hajonta tulee kaavalla S = T—E (2), jonka mukaan sillä saatujen arvojen välillä täytyy olla huomattavasti pienemmät erotukset kuin muissa ennenkuin se voi olla edes yhtä varma arvostelutapa. Ottamalla huomioon erotusten sijasta erotuksen ja hajonnan suhde, saadaan

eri indeksien arvojärjestykseksi 1, 4, 3, 5, 2, sen sijaan että se pelkkien erotusten mukaan arvostellen on 1, 4, 2, 3, 5. Muuntelun huomioonottaminen muuttaa siis pelkkien erotusten perusteella saatua tulosta.

Bonnier ei ole verrannut huonojen ja hyvien emien ryhmistä saatujen indeksien erotuksia sellaisenaan, vaan on määrännyt niiden keskinäisen poikkeaman laskemalla hajontaa osoittavan arvon s^2, jota hän on käyttänyt puheena olevista kahdesta ryhmästä saatujen tulosten samanlaisuutta osoittavana mittana. Tällöin tutkittavana oleva menetelmä sopii tietenkin sitä huonommin sonnin tuotantoarvon määräämiseen mitä suurempi on mainittu s^2-arvo ja päinvastoin. Esitetyn kaltaista vertailua käyttäen hän on tutkinut neljää indeksiä, nimittäin S = 2 T—E, S = T sekä regressio- ja pienimmän variantin indeksiä, aineiston käsittäessä 9 sonnia. Pienimmät s^2-arvot saatiin indekseistä S = 2 T—E ja S = T, ja olivat viimeksi mainitun s^2-arvot vain hiukan ensiksi mainitun puheena olevia arvoja suuremmat. Tämän mukaan pitäisi näiden indeksien siis parhaiten soveltua sonnien arvosteluun. Sen sijaan regressioindeksin s^2-arvo oli huomattavasti ja pienimmän variantin indeksin monta kertaa suurempi kuin kahden ensiksi mainitun s^2-arvot.

Samassa tutkimuksessa Bonnier on käyttänyt myös toista tutkimismenetelmää. Siinä hän määräsi edellä mainituilla neljällä eri kaavalla 11 sonnille indeksit peräkkäisinä vuosina ottaen laskelmissa mukaan kunakin vuonna saatavissa olevat emä-tytärparit, joten emä-tytärparien luku jatkuvasti suureni sitä mukaa kuin myöhemmin syntyneitä tyttäriä tuli mukaan laskelmiin. Tämän jälkeen hän laski näiden eri vuosien indeksien välisen hajonnan. Tällöin hän sai pienimmän hajonnan pienimmän variantin indeksistä, joten tämän indeksin arvot siis vähimmän poikkesivat toisistaan eri vuosina. Seuraavaksi pienin hajonta oli indeksillä S = T saaduissa arvoissa, kun taas indeksillä S = 2 T—E saadut arvot poikkesivat eri vuosina toisistaan keskimäärin hiukan enemmän kuin regressioindeksillä saadut arvot.

Esitetyillä kahdella tutkimistavalla saatujen tulosten perusteella Bonnier lopuksi toteaa pienimmän variantin indeksin antavan silloin parhaan tuloksen, kun halutaan samalle sonnille saada vuodesta toiseen mahdollisimman samanlaiset indeksit. Jos taas pyritään ennustamaan indeksin perusteella sonnien tulevien tytärten laatu, on Hansson'in indeksi S = 2 T—E sopivin.

Tämän tavallaan yllättävän rinnastuksen johdosta on sanottava, että siitosvalinnassa on tietenkin tärkeintä se, kuinka oikein kyetään ennustamaan tulevien jälkeläisten ja siten myös seuraavien sukupolvien laatu, kun taas sillä seikalla, kuinka samanlaisia tuloksia saadaan peräkkäisinä vuosina samalle sonnille, ei sellaisenaan ole siitosvalinnan onnistumisen kannalta arvostellen mitään merkitystä.

Esitetyissä Edwards'in ja Bonnier'in käyttämissä tutkimismenetelmissä on yhteisenä piirteenä se, että samasta eläimestä eri tavalla tai eri vuosina

saatuja tuloksia keskenään vertailemalla koetetaan päästä selville erilaisten arvostelumenetelmien sopivaisuudesta perinnöllisen laadun määräämisessä. Tällainen samasta eläimestä eri tavalla laskettujen tulosten vertailu onkin luonteenomaista nautakarjan erilaisia arvostelutapoja selvittäville tutkimuksille. Sitä on nimittäin sovellettu myös lehmien arvostelumenetelmiä tutkittaessa. Kuten allekirjoittanut aikaisemmassa tutkimuksessaan (Lonka 1943, p. 96) on esittänyt, tällainen tutkimistapa soveltuu hyvin huonosti puheena oleviin selvittelyihin. Jos nimittäin jollakin menetelmällä saadut saman eläimen arvot vaihtelevat esimerkiksi eri vuosina tai hyvien ja huonojen emien ryhmistä saadaan sonneille erilaiset tulokset, se tietenkin osoittaa, että saadut arvot tai muutamat niistä ovat virheellisiä, mutta siitä ei ilman muuta seuraa, että ne olisivat virheellisempiä kuin toisella menetelmällä saadut arvot, jotka poikkeavat vähemmän toisistaan. Tällaisiin vertailuihin liittyy tunnetusti siksi paljon arvaamattomia tekijöitä, ettei koskaan voida olla varmoja siitä, mitkä tekijät milloinkin ovat vaikuttamassa. Esimerkiksi saattavat hyvinkin samanlaiset eri vuosien tai eri ryhmien tulokset olla virheellisiä tai paremmin sanoen siitosarvosteluun sopimattomia sen vuoksi, että ne ovat muihin eläimiin verraten kokonaan toista suuruusluokkaa. Kun tällaisen menetelmän mukaan yritetään päätellä tulevien jälkeläisten laatua, eivät päätelmät suinkaan ole oikeampia kuin mihin tullaan vähemmän samanlaisiin arvoihin johtanutta menetelmää käytettäessä. Erilaisten indeksien sopivaisuutta jälkeläisarvostelussa ei voidakaan selvittää riittävän pätevästi muulla tavalla kuin tutkimalla vanhempien ja jälkeläisten välisiä vuorosuhteita, toisin sanoen tarkastamalla suoranaisia, kullakin kaavalla saatuja siitosvalinnan tuloksia. Sonnien siitosvalinnassa käytettävän menetelmän arvonhan ratkaisee se seikka, kuinka täsmällisesti sen perusteella voidaan ennustaa tulevien jälkeläisten tai sukupolvien perinnöllinen laatu. Tästä johtuen on allekirjoittanut pyrkinyt seuraavassa selvittämään edellä kosketeltua kysymystä käyttämällä vanhempien ja pojan välisiä vuorosuhdevertailuja.

Oma tutkimus.

Aineisto ja tutkimismenetelmä.

Tutkimusaineisto käsittää aikaisemmassa tutkimuksessani (Lonka 1943) käytetyn Suomen ayrshirekarjasta kerätyn aineiston, jota tässä tutkimuksessa on lisätty ja täydennetty. Kuten mainitussa julkaisussa on selostettu, on lehmien tuotanto- sekä muut tiedot pääasiassa kerätty tarkastuskarjakoiden vuosittain maanviljelys- ja talousseuroille lähettämistä tiedonannoista, joista tässä tutkimuksessa on käytetty tarkastusvuosilta 1929—30—1939—40 olevia tietoja. Näistä tiedonannoista on valittu kaikki ne ayrshiresonnit, joiden vähintään 14 tyttärestä ja niiden emistä on ollut saatavissa vähintään toisen tarkastusvuoden tuotannot.

Lisäksi on näin valittujen sonnien emien tuotantotietojen pitänyt olla saatavissa. Niin ikään on isien tuotantoarvon laskemista varten pitänyt olla käytettävissä tuotantotiedot vähintään kahdeksasta isän tyttärestä ja niiden emistä. Näin menetellen on aineistoon saatu kaikkiaan 120 poikasonnia, joilla yhteensä on 3 057 selostetut vaatimukset täyttävää tytärtä. Isäsonneja on kaikkiaan 51 ja niillä yhteensä tyttäriä 902. Koska muutamilla emillä on useampia tyttäriä, on emiä hiukan vähemmän kuin tyttäriä, mutta ottaen huomioon myös poikien emät, käsittää aineisto kaikkiaan hyvän joukon yli 7 000 lehmää. Tytär-emäparien yksityiskohtainen jakautuminen eri poika- ja isäsonnien kesken ilmenee taulukosta 2.

Taulukko 2. *Isien ja poikien indeksien emä-tytärparien lukumäärä.*
Table 2. *Number of the pairs of dam-daughters in the indexes of sires and sons.*

Indeksit *Indexes of*	Emä-tytärpareja *Pairs of dam-daughters*										Yhteensä *Total*	
	8—9	10—11	12—13	14—15	16—17	18—19	20—21	22—23	24—25	26-yli— over	Sonneja *Bulls*	Emä tytärpareja *Pairs of dam-daught.*
Isät — *Sires*	5	5	1	8	8	10	4	2	1	7	51	902
Pojat — *Sons*	—	—	—	19	14	12	8	10	10	47	120	3 057

Edellä mainitun tutkimukseni mukaan johtavat lehmien ensimmäisten tuotantovuosien tulokset vähintään yhtä hyvään valintaan kuin myöhemmätkin tuotannot. Kun lisäksi ensiksi mainittuja käytettäessä sonnien indeksit voidaan laskea huomattavasti suuremmista tytärmääristä kuin viimeksi mainittuja käytettäessä, on kaikkien tytärten arvot määrätty ns. nuoruusarvoina. Nämä on saatu laskemalla II ja III tarkastusvuoden tuotantojen keskiarvo tai, jos tyttäret ovat olleet niin nuoria, ettei III tarkastusvuoden tuotantoja ole ollut saatavissa, on nuoruusarvoina käytetty vain II tarkastusvuoden tuloksia. Jos taas II tarkastusvuotta ei sairauden, yliaikaisuuden tai muun syyn vuoksi ole voitu käyttää, on lehmän nuoruusarvoksi otettu III tarkastusvuoden tuotannot tai milloin IV tarkastusvuoden tuotannot ovat olleet saatavissa, III ja IV tarkastusvuoden tuotantojen keskiarvo. Lisäksi on maidon- ja rasvantuotannot korjattu seuraavilla aikaisemmassa tutkimuksessani (Lonka 1943, p. 127) määräämilläni nuoruuskertoimilla. Niin ikään on nuoruusarvoiksi kelpaavien tarkastus-

Tarkastusvuosi	II	III	IV
Nuoruuskertoimet	1.26	1.13	1.06

vuosien pitänyt olla poikimisväliltään säännöllisiä, toisin sanoen poikimisväli on saanut olla korkeintaan 450 päivää.

Mainitun kaltaisten nuoruusarvojen käyttämistä on puoltanut myös se seikka, että siten on aineistoksi saatu huomattavasti suurempi määrä poikasonneja kuin myöhempien tuotantovuosien tuloksien mukaan laskien olisi ollut asian laita.

Koska aineisto on kerätty verraten rajoitetulta ajalta, ei läheskään kaikkien poikasonnien tytärten emien ensimmäisten tuotantovuosien tuloksia ole ollut saatavissa. Vielä vähemmän isien tytärten ja tytärten emien ensimmäiset tuotantovuodet ovat sattuneet tiedonantojen käsittämälle 11 vuoden (1929—40) ajalle. Tästä johtuen on kaikkien emien sekä lisäksi isäsonnien tytärten arvoina käytetty ns. täysi-ikäisten arvoja eli täyden iän tuotantoja. Kuten aikaisemmissakin tutkimuksissa, näillä arvoilla tarkoitetaan kahden maitomäärältään parhaan peräkkäisen ja poikimisväliltään säännöllisen tarkastusvuoden tuotantojen keskiarvoa laskettuna sellaisista lehmistä, joilta on saatavissa vähintään viidennen tarkastusvuoden tuotannot. Mitään poikimiskerrasta tai muista syistä johtuvia korjauksia ei tällöin ole suoritettu, vaan tuotantotuloksia on käytetty sellaisinaan. Mikäli lehmä on teurastettu ennen viidettä tarkastusvuotta tai se on ollut siinä määrin epäsäännöllinen, ettei täyden iän tuloksia ole voitu laskea, on sovellettu samaa arvostelutapaa kuin tyttäriä arvosteltaessa.

Tarkastusvuosittain laskettujen tuotantojen käyttäminen ei suinkaan johdu siitä, että allekirjoittanut pitäisi niitä lypsykauden tuotantoja täsmällisempinä. Päinvastoin tarkastusvuosittain lasketut tuotantotulokset ovat epäilemättä epätarkempia lehmän perinnöllisiä ominaisuuksia osoittavana mittana kuin lypsykausien tuotannot etenkin, jos poikimisvälin pituus viimeksi mainittuja käytettäessä otetaan huomioon. Tarkastusvuosien tulosten käyttäminen johtuu ensiksikin siitä, ettei lypsykausien tuotantoja ole ollut tutkimuksen edellyttämässä laajuudessa saatavissa. Toiseksi on käytännössä suoritettavaa siitosvalintaa varten käytettävissä ainakin toistaiseksi vain tarkastusvuosittain lasketut tuotantotulokset, joihin siitosvalinnan siis tulee perustua. Näin ollen on asianmukaisinta tutkia nautakarjaa koskevia jalostuskysymyksiä nimenomaan niiden alkutietojen mukaan, joihin käytännössäkin siitosvalinta perustuu.

Tutkittaviksi on valittu neljä indeksin kaavaa, nimittäin

1. S = T,
2. S = T—E,
3. S = 2 T—E ja
4. Mount Hope-indeksi.

Wright'in ja Norton'in rodun keskiarvoon nojautuvia indeksejä sekä Bonnier'in regressio- ja pienimmän variantin indeksejä ei ole otettu tutkittavaksi, koska ne aikaisemman selostuksen mukaan eivät voine tulla kysymykseen käytännöllisessä sonnien siitosarvostelussa. Osittain samasta syystä ei ole tarkasteltu v. Patow'in esittämällä menetelmällä saatavia tuloksia. Tämän menetelmän käyttäminen Suomen ayrshirekarjassa vaatisi lisäksi huomattavan laajoja valmistavia laskelmia, sillä saksalaisten karjojen perusteella kehitettyä menetelmää ei voida sellaisenaan soveltaa meikäläisiin oloihin.

Mainittua neljää erilaista kaavaa käyttäen on laskettu sekä isäsonnien että poikasonnien maidon- ja rasvantuotantoa sekä rasvapitoisuutta koskevat indeksit. Näiden indeksien sekä poikien emien perusteella on sitten laskettu vuorosuhde- ja regressiokertoimet

a. isän ja pojan sekä

b. emän ja pojan välille.

Indekseistä S = T ja S = 2 T—E on lisäksi laskettu mainitut tunnusluvut myös

c. molempien vanhempien keskiarvon $\left(\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2}\right)$ ja pojan välille.

Muista indekseistä ei ole laskettu viimeksi mainittuja molempien vanhempien ja pojan välisiä vuorosuhdekertoimia sen vuoksi, että Mount Hope-indeksi ei perustu intermediääriseen periytymiseen, mitä arvon $\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2}$ käyttö edellyttää ja indeksi S = T—E taas on kokonaan toista suuruusluokkaa kuin lehmän arvo.

Vuorosuhde- ja regressiokertoimet samoinkuin muutkin tilastolliset tunnusluvut on laskettu tavallisen eli ns. klassillisen analyysin mukaan seuraavista kaavoista:

hajonta eli dispersio,

$$\sigma = \pm \sqrt{\frac{\Sigma p a^2}{n-1} - b^2} \times \text{luokkaväli},$$

muuntelu eli variatiokerroin,

$$v = \frac{100 \times \sigma}{M},$$

keskiarvon keskivirhe,

$$m_M = \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}},$$

vuorosuhde eli korrelatiokerroin,

$$r = \frac{\Sigma p a_x a_y - n b_x b_y}{n \sigma_x \sigma_y},$$

vuorosuhdekertoimen keskivirhe,

$$m_r = \pm \frac{1 - r^2}{\sqrt{n}} \text{ sekä}$$

regressiokertoimet,

$$R\frac{y}{x} = r\frac{\sigma_y}{\sigma_x} \text{ ja } R\frac{x}{y} = r\frac{\sigma_x}{\sigma_y}.$$

Tulokset.

Edellä esitetyt eri indeksien käyttökelpoisuutta selvittävät vuorosuhdelaskelmat samoinkuin muutkin vertailut on tehty erikseen maidon- ja rasvantuotannosta sekä rasvapitoisuudesta. Näistä saadut tulokset on esitetty taulukoissa 3, 4 ja 5.

Sovellettaessa vuorosuhdelaskelmaa käsillä olevan kaltaisissa vertailuissa tulee aineiston tietenkin olla niin suuren, että ainakin suurimmat vuorosuhdekertoimet ovat riittävän varmoja toisin sanoen ainakin kolme kertaa keskivirheen suuruisia. Kun tässä mielessä tarkastetaan taulukkoa 3, huomataan aineiston hyvin täyttävän tämän vaatimuksen, sillä suurin vuorosuhdekerroin on isän ja pojan välillä $+0.43 \pm 0.08$, emän ja pojan välillä $+0.29 \pm 0.08$ ja molempien vanhempien $\left(\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2}\right)$ ja pojan välillä $+0.47 \pm 0.07$. Samoin on asian laita myös taulukoiden 4 ja 5 vuorosuhdekertoimiin nähden, sillä ryhmien I (isä—poika), II (emä—poika) ja III $\left(\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2} - \text{poika}\right)$ suurimmat vuorosuhdekertoimet ovat sekä lukuarvoltaan että keskivirheeseen verraten vieläkin suurempia kuin taulukossa 3 olevat vuorosuhdekertoimet.

Kun sitten tarkastellaan lähemmin maidontuotannosta saatuja vuorosuhdekertoimia taulukossa 3, kiintyy huomio ensiksikin siihen, että indekseistä S = T, S = 2 T—E ja Mount Hope saadut vuorosuhdekertoimet ovat yllättävässä määrässä samansuuruisia. Indekseistä S = 2 T—E ja Mount Hope on emän ja pojan välille saatu täsmälleen samat kertoimet ($+0.25 \pm 0.09$) ja isän ja pojan välille saatujen kertoimien ($+0.35 \pm 0.08$ ja $+0.32 \pm 0.08$) välinen ero on merkityksettömän pieni. Indeksistä S = T isän ja pojan välille ($+0.43 \pm 0.08$) ja emän ja pojan välille ($+0.29 \pm 0.08$) saadut vuorosuhdekertoimet ovat tosin hiukan edellisiä suuremmat, mutta näiden tulosten mukaan ei tätä indeksiä kuitenkaan voida pitää muita parempana, etenkin kun siitä molempien vanhempien $\left(\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2}\right)$ ja pojan välille on saatu hivenen pienempi vuorosuhdekerroin ($+0.42 \pm 0.08$) kuin indeksistä S = 2 T—E ($+0.47 \pm 0.07$). Näin ollen voidaan todeta, että **indeksit S = T, S = 2 T—E ja Mount**

Taulukko 3. *Erilaisista maidontuotantoindekseistä lasketut vanhempien (y) ja poikien (x) väliset vuorosuhdekertoimet (r) (n = 120).*

Table 3. *The correlation coefficients (r) between the parents (y) and sons (x) computed on the basis of different milk indexes (n = 120).*

(S = bull, E = dam, T = daughter).

Verrattu *Correlated*	y		x		Vuorosuhdekertoimet (r) *Coefficients of correlation (r)*	R $\frac{x}{y}$
	M	σ	M	σ		
I. Isä (y)-poika (x) *Sire (y)-son (x)*						
1. S = T	4 583±31	339	4 275±48	526	+0.43±0.07	+0.66
2. S = T—E	+ 26±48	522	— 100±38	411	+0.23±0.09	+0.18
3. S = 2 T—E	4 625±71	777	4 155±76	837	+0.35±0.08	+0.37
4. Mount Hope	4 213±94	1 032	3 798±98	1 073	+0.32±0.08	+0.33
II. Emä (y)-poika (x) *Dam (y)-son (x)*						
1. S = T	4 812±96	1 056	4 275±48	526	+0.29±0.08	+0.14
2. S = T—E	4 812±96	1 056	— 100±38	411	+0.15±0.09	+0.06
3. S = 2 T—E	4 812±96	1 056	4 155±76	837	+0.25±0.09	+0.20
4. Mount Hope	4 812±96	1 056	3 798±98	1 073	+0.23±0.09	+0.24
III. $\frac{\text{Isä + emä}}{2}$ (y)-poika (x) $\frac{\textit{Sire + dam}}{2}$ *(y)-son (x)*						
1. S = T	4 700±49	533	4 275±48	526	+0.42±0.08	+0.41
3. S = 2 T—E	4 717±51	562	4 155±76	837	+0.47±0.07	+0.70

Hope olisivat maidontuotannon arvostelussa johtaneet likimain yhtä hyvään siitosvalintaan.

Indeksistä S = T—E saadut tulokset sen sijaan ovat selvästi huonompia kuin kolmen edellä käsitellyn indeksin. Niinpä isän ja pojan välinen vuorosuhdekerroin on vain +0.23 ± 0.09 ja emän ja pojan välinen kerroin +0.15 ± 0.09.

Taulukon 3 viimeiseen sarakkeeseen on merkitty myös regressiokertoimet R $\frac{x}{y}$. Kuten tunnettua, nämä kertoimet ilmaisevat verrattavien ominaisuuksien välisen riippuvaisuussuhteen laatulukuna eli tässä tapauksessa siis vanhempien ja pojan välisen riippuvaisuussuhteen kiloissa, joten vuorosuhteen merkitys niitä käyttäen on paljon helpompi ymmärtää kuin pelkän vuorosuhdekertoimen perusteella. Niinpä saadaan paljon selvempi käsitys tuloksesta, kun tiedetään esimerkiksi, että valittaessa indeksiä S = T käyttäen maidontuotantoarvoltaan 1 000 kiloa muita parempia isiä ovat niiden pojat keskimäärin 660 kg muita parempia kuin jos tiedetään, että isän ja pojan väliseksi vuorosuhdekertoimeksi saadaan puheena olevasta indeksistä +0.43 ± 0.08. Koska regressiokertoimet ilmaisevat vanhem-

pien ja pojan välisen riippuvaisuussuhteen havainnollisemmin kuin vuorosuhdekertoimet, syntyy helposti ajatus, että regressiokertoimien perusteella voitaisiin verrata myös eri indeksien antamia arvoja toisiinsa. Tähän ne eivät kuitenkaan sovellu, sillä regressiokertoimen käyttäminen tällaiseen vertailuun edellyttää, että toisiinsa verrattavien indeksien hajonta (σ) on yhtä suuri. Kuten taulukosta 3 nähdään, ovat eri indekseistä saadut hajonnan arvot hyvin erilaisia. Esimerkiksi poikien indeksien hajonta on arvoa S = T—E käyttäen 411 kiloa, mutta Mount Hope-indeksiä käyttäen 1 073 kiloa. Jotensakin yhtä paljon poikkeavat toisistaan kysymyksessä olevat σ:n arvot myös isien eri indekseistä laskien. Kun vielä molempien vanhempien keskiarvon $\left(\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2}\right)$ samoin kuin sonnien emien hajonta on erilainen kuin edelliset, huomataan tästä, etteivät regressiokertoimet sovellu käsillä olevien indeksien keskinäiseen vertailuun. Koska nämä kertoimet kuitenkin kunkin indeksin kohdalta erikseen valaisevat vanhempien ja poikien välistä riippuvaisuussuhdetta, ne on merkitty taulukkoon 3 samoinkuin taulukoihin 4 ja 5, mutta, kuten on korostettu, niiden perusteella ei voida tehdä mitään päätelmiä eri indeksien käyttökelpoisuudesta toisiinsa verrattuna.

Taulukko 4. *Erilaisista rasvantuotantoindekseistä lasketut vanhempien (y) ja poikien (x) väliset vuorosuhdekertoimet (r) (n = 120).*

Table 4. *The correlation coefficients (r) between parents (y) and sons (x) computed on the basis of different fat indexes (n = 120).*

(S = bull, E = dam, T = daughter).

Verrattu *Correlated*	y		x		Vuorosuhdekertoimet (r) *Coefficients of correlation (r)*	$R_{\frac{x}{y}}$
	M	σ	M	σ		
I. Isä (y)-poika (x) *Sire (y)-son (x)*						
1. S = T	194±1.7	18.5	179±2.4	26.2	+0.51±0.07	+0.72
2. S = T—E	+7.1±1.8	19.3	+3.7±1.5	16.5	+0.18±0.09	+0.15
3. S = 2 T—E	200±2.8	31.0	182±3.4	37.5	+0.38±0.08	+0.47
II. Emä (y)-poika (x) *Dam (y)-son (x)*						
1. S = T	204±4.1	45.4	179±2.4	26.2	+0.44±0.07	+0.25
2. S = T—E	204±4.1	45.4	+3.7±1.5	16.5	+0.01±0.09	+0.00
3. S = 2 T—E	204±4.1	45.4	182±3.4	37.5	+0.31±0.08	+0.26
III. $\frac{\text{Isä} - \text{emä}}{2}$ (y)-poika (x) *$\frac{Sire + dam}{2}$ (y)-son (x)*						
1. S = T	198±2.5	26.9	179±2.4	26.2	+0.56±0.06	+0.54
3. S = 2 T—E	202±2.5	27.3	182±3.4	37.5	+0.49±0.07	+0.68

Rasvantuotannon arvostelussa ei ole voitu soveltaa Mount Hope-indeksiä, sillä Mount Hope-kaavat on laadittu vain maidontuotannon ja maidon rasvapitoisuuden arvostelua varten. Sen vuoksi on rasvantuotannon arvostelussa tarkasteltu ainoastaan kaavojen S = T, S = T—E ja S = 2 T—E käyttökelpoisuutta.

Eri indekseillä saadut valintatulokset poikkeavat rasvantuotannon arvostelussa jonkinverran enemmän toisistaan kuin maidontuotannon arvostelussa, kuten nähdään taulukossa 4 olevista vanhempien ja pojan välisistä vuorosuhdekertoimista. Niinpä indeksistä S = T isän ja pojan välille saatu vuorosuhdekerroin +0.51 ± 0.07 samoinkuin emän ja pojan välille saatu kerroin +0.44 ± 0.07 ovat selvästi suurempia kuin vastaavat kertoimet (+0.38 ± 0.08 ja +0.31 ± 0.08) indeksistä S = 2 T—E laskien. Päinvastoin kuin maidontuotannosta on rasvantuotannosta molempien vanhempien ja pojan välille tullut indeksiä S = T käyttäen hiukan suurempi vuorosuhdekerroin (+0.56 ± 0.06) kuin indeksistä S = 2 T—E (+0.49 ±0.07), joskin ero on, kuten päinvastainen erotus maidontuotantoindekseissä, virherajojen sisällä.

Indeksi S = T—E, joka maidontuotannon arvostelussa osoittautui hyvin huonoksi arvostelumenetelmäksi, on rasvantuotannon arvostelussa antanut vieläkin huonomman tuloksen. Sekä isän ja pojan (+0.18 ± 0.09) että emän ja pojan (+0.01 ± 0.09) väliset vuorosuhdekertoimet ovat näet lukuarvoltaan merkityksettömän pienet ja keskivirheiden mukaan lisäksi hyvin epävarmat.

Rasvapitoisuudesta saadut tulokset, jotka nähdään taulukosta 5, ovat yhdenmukaisia rasvantuotannosta saatujen tulosten kanssa. Niinpä indeksiä S = T käyttäen on isän ja pojan välinen vuorosuhdekerroin, +0.50 ± 0.07 sekä emän ja pojan välinen vuorosuhdekerroin, +0.41 ± 0.08 jonkinverran suurempi kuin indeksiä S = 2 T—E käytettäessä, kuten oli laita rasvantuotannonkin arvostelussa. Samoin on molempien vanhempien mukaan valittaessa indeksi S = T antanut hivenen paremmat tulokset (r = +0.51 ± 0.07) kuin indeksi S = 2 T—E (r = +0.49 ± 0.07), joskin ero on niin pieni, että molempien on katsottava johtaneen yhtä täsmälliseen valintaan.

Mount Hope-indeksi, jonka käyttökelpoisuutta rasvantuotannon arvostelussa ei voitu tutkia, on rasvapitoisuuden arvostelussa muihin indekseihin nähden samassa asemassa kuin maidontuotannonkin arvostelussa. Se on nimittäin antanut asiallisesti samat tulokset kuin indeksi S = 2 T—E, sillä näistä indekseistä laskettujen vuorosuhdekertoimien välillä on niin pienet erot, että ne ovat täysin virherajojen sisällä. Indeksien S = 2 T—E ja Mount Hope voidaankin katsoa johtavan sekä maidontuotannon että rasvapitoisuuden arvostelussa yhtä täsmälliseen siitosvalintaan.

Indeksi S = T—E on myös rasvapitoisuuden arvostelussa antanut paljon huonommat valintatulokset kuin kolme muuta tutkittua

Taulukko 5. *Erilaisista rasvapitoisuusindekseistä lasketut vanhempien (y) ja poikien (x) väliset vuorosuhdekertoimet (r) (n = 120).*

Table 5. *The correlation coefficients (r) between parents (y) and sons (x) computed on the basis of different fat percentage indexes (n = 120).*

(S = bull, E = dam, T = daughter)

Verrattu *Correlated*	y		x		Vuorosuhdekertoimet (r) *Coefficients of correlation (r)*	$R \frac{x}{y}$
	M	σ	M	σ		
I. Isä (y)-poika (x) *Sire (y)-son (x)*						
1. S = T	4.2 ± 0.02	0.191	4.2 ± 0.02	0.208	+0.50 ± 0.07	+0.54
2. S = T—E	+0.1 ± 0.02	0.175	+0.2 ± 0.02	0.165	+0.18 ± 0.09	+0.17
3. S = 2 T—E	4.4 ± 0.03	0.281	4.3 ± 0.03	0.317	+0.42 ± 0.08	+0.48
4. Mount Hope	4.4 ± 0.03	0.322	4.4 ± 0.03	0.367	+0.36 ± 0.08	+0.42
II. Emä (y)-poika (x) *Dam (y)-son (x)*						
1. S = T	4.2 ± 0.03	0.367	4.2 ± 0.02	0.208	+0.41 ± 0.08	+0.23
2. S = T—E	4.2 ± 0.03	0.367	+0.2 ± 0.02	0.165	+0.14 ± 0.09	+0.07
3. S = 2 T—E	4.2 ± 0.03	0.367	4.3 ± 0.03	0.317	+0.34 ± 0.08	+0.30
4. Mount Hope	4.2 ± 0.03	0.367	4.4 ± 0.03	0.367	+0.32 ± 0.08	+0.32
III. $\frac{\text{Isä + emä}}{2}$ (y)-poika (x) $\frac{\textit{Sire + dam}}{2}$ *(y)-son (x)*						
1. S = T	4.2 ± 0.02	0.253	4.2 ± 0.02	0.208	+0.51 ± 0.07	+0.42
3. S = 2 T—E	4.3 ± 0.02	0.252	4.3 ± 0.03	0.317	+0.49 ± 0.07	+0.61

indeksiä. Sekä isän ja pojan että emän ja pojan väliset vuorosuhdekertoimet ovat näet rasvapitoisuudesta laskien lukuarvoltaan sangen pieniä ja lisäksi epävarmoja, sillä kertoimet eivät ylitä edes kolminkertaista keskivirhettä. Näiden sekä edellä käsiteltyjen tulosten perusteella voidaankin todeta, että indeksin S = T—E mukaan suoritettu siitosvalinta on siksi epävarmaa, ettei kysymyksessä oleva indeksi sovellu sonnien perinnöllisen laadun määräämiseen. Sen käyttämiseen ei olekaan mitään syytä, koska muut tutkitut indeksit antavat paljon parempia valintatuloksia.

Vaikka meillä sonnit jälkeläisarvostellaan kaavan S = 2 T—E mukaan, kiinnitetään sen ohella usein erityisesti huomiota siihen, ovatko tyttäret parempia vai huonompia kuin emät ja sen perusteella tarkistetaan sonnille saatua indeksiä. Edellä esitetyt tulokset osoittavat, ettei tähän emä-tytärerotukseen ole syytä kiinnittää sanottavasti huomiota silloin, kun sonnin indeksiä verrataan muista karjoista peräisin olevien sonnien indekseihin. Samassa karjassahan puheena olevalla emä-tytär-

erotuksella saattaa olla merkitystä, koska se osoittaa, minkälainen sonni on ollut niihin lehmiin verraten, joiden kanssa sitä on käytetty siitokseen.

Edellä on siis käynyt ilmi, että indeksit S = T, S = 2 T—E ja Mount Hope ovat käyttöarvoltaan jotensakin samanlaisia. Kaksi viimeksi mainittua S = 2 T—E ja Mount Hope ovat aineistossa johtaneet aivan yhtä täsmälliseen valintaan, kun taas ensiksi mainitulla indeksillä S = T saadut arvot näyttävät olevan sonnin perinnöllisen laadun mittana hiukan tarkempia, mutta ero edellisiin verrattuna on kuitenkin verraten vähäinen.

Tällainen tulos on varsin yllättävä, sillä kaiken sen perusteella, mitä maidontuotannon ja rasvapitoisuuden periytymisestä tiedetään, olisi odottanut nimenomaan Hansson'in indeksin S = 2 T—E antavan paremmat tulokset kuin indeksi S = T. Tulos olisi helposti selitettävissä, jos tytärten emät olisivat jotensakin samanlaisia, sillä tällöinhän ei emien huomioon ottaminen vaikuttaisi tulokseen. Aikaisemman tutkimukseni mukaan (Lonka 1943, liite I) muuntelevat kuitenkin tytärten emien tuotannot käytännöllisesti katsoen yhtä paljon, sillä mainitussa tutkimuksessa on emien maidontuotannon hajonta (σ) 741 kg, kun taas tytärten vastaava hajonta on 750 kg. Ero on siis niin pieni, ettei sillä ole mitään osuutta kysymyksessä olevaan tulokseen. Puheena olevaan ilmiöön ovat kiinnittäneet huomiota myös Lush ja hänen työtoverinsa (Lush, Norton ja Arnold 1941). He ovat lähteneet siitä, että jaettaessa sonnin tytärten emät Edwards'in käyttämällä tavalla (siv. 11) hyvien ja huonojen emien ryhmiin, eri ryhmiin kuuluvien tytärten keskiarvot poikkeavat toisistaan vain pienen osan siitä mitä vastaavat emien keskiarvot poikkeavat toisistaan. Mikäli periytyminen on intermediäärinen ja mikäli eri emäryhmien erotus aiheutuisi yksinomaan emien erilaisesta perintöasusta, pitäisi tytärten vastaavan erotuksen olla tietenkin noin puolet emien erotuksesta. Se, ettei näin ole asian laita, johtuu ennen kaikkea siitä, että valittaessa hyviä ja huonoja emiä valitaan samalla plus- ja miinusmodifikatioita. Tämän lisäksi tutkijat epäilevät, ettei tuotannon periytyminen olisikaan intermediäärinen, vaan että siinä olisi vaikuttamassa myös dominoivia ja epistaatisia tekijöitä. Sen vuoksi he ehdottavat, että indeksiä laskettaessa otettaisiin huomioon vain niin suuri osa emä-tytärerotuksesta, joka vastaa keskimääräistä emien ja tytärten välistä regressiota. Bonnier (1946) on kuitenkin laskelmissaan päätynyt siihen, ettei tällainen menettely lisää indeksin varmuutta.

Eräänä syynä indeksillä S = T ja S = 2 T—E saatuihin odottamattomiin tuloksiin voitaisiin ajatella sitä indeksien laskutavasta aiheutuvaa ilmiötä, että ulkonaisten tekijöiden emien ja tytärten tuotannoissa aikaan saama muuntelu synnyttää suuremmat virheet indeksissä S = 2 T—E kuin indeksissä S = T. Tämä johtuu siitä, että ensiksikin emien tuotantoihin sisältyvät virheet pääsevät vaikuttamaan vain indeksiä S = 2 T—E käytettäessä, toiseksi tytärten tuotannoissa olevien virheiden

vaikutus indeksissä S = 2 T—E on suurempi kuin indeksissä S = T. Jos nimittäin jonkin tyttären maidontuotannossa on esim. —500 maitokilon virhe, tämä kaksinkertaistuu indeksissä S = 2 T—E ollen siinä jo —1 000 kg. Näin ollen sisältyy indeksiin S = 2 T—E emien tuotantojen virheet yksinkertaisena ja tytärten tuotantojen virheet kaksinkertaisena, kun sen sijaan indeksiin S = T sisältyy ainoastaan tytärten virheet yksinkertaisena. Kenties puheena olevalla tavalla syntyvät virheet ovat suurempia kuin tytärten emien keskinäinen perinnöllinen muuntelu. Tällöin arvostelu tulee emien huomioimisella toiselta puolen tarkemmaksi, mutta samalla syntyy arvostelutavasta johtuen niin paljon suuremmat virheet, että lopputulos ei ole sen tarkempi kuin arvosteltaessa yksinomaan tytärten tuotantojen mukaan.

Edellä esitetystä huolimatta herättää indeksin S = T käytäntöön soveltaminen epäilyksiä nimenomaan sen vuoksi, ettei se perustu maidontuotannon ja rasvapitoisuuden periytymiseen. Lisäksi on huomattava, että, jos indeksi S = T hyväksyttäisiin viralliseksi indeksiksi, indeksien virheet tulisivat suuremmiksi kuin käsillä olevaan aineistoon kuuluvilla sonneilla, koska karjanomistajat käyttäisivät tällöin hyväkseen indeksin heikkouksia mahdollisimman hyvien arvostelutulosten saamiseksi. Toiselta puolen indeksin S = 2 T—E varmuus ilmeisesti paranee tulevaisuudessa sen kautta, että karjatalouden kehittyessä mm. ruokinnasta ja hoidosta aiheutuva tuotannon muuntelu pienenee ja yksityisten lehmien arvostelun varmuus siten suurenee.

Vaikka saadut tulokset eivät siis vielä ehdottaman varmasti osoita indeksin S = T olevan Hansson'in indeksiä siinä määrin paremman, että siitosvalinnassa olisi syytä siirtyä käyttämään tätä indeksiä, on indeksillä S = T kuitenkin eräitä etuja, jotka määrätyissä tapauksissa puoltavat sen käyttöä. Näin on asian laita erityisesti silloin, kun suurelle osalle tytärten emiä ei ole saatavissa tuotantotietoja tai nämä tiedot ovat niin puutteellisia, ettei niitä voida käyttää indeksiä määritettäessä. Tällaiset tapauksethan ovat hyvin tavallisia kysymyksen ollessa karjoista, jotka ovat kuuluneet vasta lyhyen ajan tarkastusyhdistyksiin tai ne ovat välillä olleet muutaman vuoden tarkastustoiminnan ulkopuolella. Tällöin jäävät tietenkin ne tyttäret, joiden emien tietoja ei ole saatavissa, pois indeksilaskelmasta ja sonnin tuotantoarvo voidaan määrittää vain muutamasta harvasta emä-tytärparista, vaikka sonnilla saattaa olla hyvinkin suuri joukko arvosteluun kelvollisia tyttäriä. Luonnollisesti olisi tällöin edullisempaa käyttää indeksiä S = T kuin indeksiä S = 2 T—E. Se, koska olisi käytettävä ensiksi mainittua ja koska viimeksi mainittua indeksiä, riippuukin lähinnä indeksin määrittämiseen kelvollisten emä-tytärparien luvusta. Silloin kun emä-tytärparien luku on niin suuri, ettei sen suureneminen enää sanottavasti varmenna arvostelua, ei indeksin S = T käyttämiseen ole aihetta. Jos sen sijaan emä-tytärparien luku on niin pieni, että indeksi sen johdosta tulee epävarma ja suuri osa tyttäristä on emien puut-

teellisten tietojen vuoksi jäänyt laskelman ulkopuolelle, saadaan sonnille täsmällisempi arvo indeksiä S = T kuin indeksiä S = 2 T—E käyttäen.

Kahden indeksin soveltaminen kantakirja-arvostelussa kävisi tuskin kuitenkaan päinsä. Silloin näet pyrittäisiin valitsemaan käytettävä indeksin kaava sen mukaan, mikä niistä kulloinkin kysymyksessä olevassa tapauksessa antaisi parhaan tuloksen, mikä menettely ei suinkaan lisäisi arvostelun varmuutta, vaan tekisi sen nykyistä epätäsmällisemmäksi. Näin ollen on tyydyttävä jompaan kumpaan puheena olevista indekseistä. Koska Hansson'in indeksi on meillä ennestään käytännössä, ei liene aihetta siitä luopua. Karjanjalostajat sekä karjanjalostuksesta huolehtivat järjestöt voisivat tästä huolimatta laskea sonneille tuotantoarvoja myös indeksin S = T mukaan silloin, kun emien tuotantoja ei olisi saatavissa. Vaikka näin saadut arvot eivät kelpaisikaan sonnien tuotantoarvoiksi kantakirja-arvostelussa, ne olisivat karjanomistajille kuitenkin verrattomina ohjeina eläinten siitokseenkäyttöä suunniteltaessa, sillä nehän antaisivat sonnin perinnöllisestä laadusta paljon täsmällisemmän kuvan kuin mitä saadaan sonnin emän ja isän perusteella. Verrattaessa indeksin S = T mukaan arvosteltuja sonneja Hansson'in indeksin mukaan arvosteltuihin, on kuitenkin huomattava eräitä seikkoja. Kahdella erilaisella indeksin kaavalla saatujen tuotantoarvojen, vaikka kumpikin kaava erikseen johtaa yhtä hyvään siitosvalintaan, ei näet silti tarvitse olla toisiinsa verrattavia. Ensiksikin niillä saadut tuotantoarvot saattavat olla keskimäärin kokonaan eri suuruusluokkaa, kuten on esimerkiksi indekseillä S = T ja S = T—E saatujen tulosten laita. Taulukon 3 mukaan on nimittäin edellisen indeksin mukaan laskettujen poikasonnien indeksien keskiarvo 4 275 ± 4.8 kg, kun taas jälkimmäisestä indeksistä on pojille saatu keskiarvoksi —100 ± 38 kg. Näillä kahdella eri indeksillä saadut tulokset eivät siis olisi lainkaan toisiinsa verrattavia, vaikka indeksi S = T—E johtaisikin yhtä hyvään valintaan kuin indeksi S = T. Jotta siis kahdella eri kaavalla saadut tuotantoarvot olisivat toisiinsa rinnastettavissa, niiden täytyy paitsi johtaa yhtä hyvään valintaan antaa keskimäärin samaa suuruusluokkaa olevia arvoja.

Kun tässä mielessä tarkastetaan taulukossa 3 olevia isien ja poikien keskiarvoja, huomataan, että ainoastaan indekseistä S = T ja S = 2 T—E saadut keskiarvot ovat käytännöllisesti katsoen samansuuruisia. Sen sijaan indeksien S = T—E keskiarvot ovat edellisiin verraten kokonaan eri suuruusluokkaa ja Mount Hope indeksinkin keskiarvot ovat niin paljon muita alhaisempia, että sillä saatujen tuotantoarvojen rinnastaminen kahdella ensiksi mainitulla indeksillä saatuihin arvoihin herättää jo epäilyksiä.

Paitsi keskimäärin samaa suuruusluokkaa olevia arvoja edellyttää eri kaavoista saatavien tuotantoarvojen vertailukelpoisuus vielä, että kullakin kaavalla saatujen indeksien hajonnan (σ) arvot ovat yhtä suuret.

Kuten myöhemmin (siv 44) tytärten lukumäärän merkitystä käsiteltäessä lähemmin selostetaan, saadaan parhaille sonneille sitä suuremmat ja huonoille sitä pienemmät indeksit, mitä suurempi on indeksien koko hajonta. Jos siis kahdella kaavalla saatujen indeksien keskiarvot ovat yhtä suuret, ovat parhaiden sonnien arvot suurimmat sitä indeksiä käyettäessä, jonka hajonta on suurin.

Edellä sanotusta selviää, että erilaisilla kaavoilla saatuja tuotantoarvoja toisiinsa verrattaessa on tarkasti otettava huomioon sekä indeksien keskimääräinen suuruus että kutakin kaavaa käyttäen syntyvä sonnien keskinäinen hajonta. Jos esimerkiksi meikäläistä kantakirjaarvostelua haluttaisiin muuttaa siten, että indeksin S = 2 T—E sijasta alettaisiin soveltaa indeksiä S = T, olisi samalla tarkistettava kantakirjavaatimukset ottaen huomioon puheena olevien indeksien väliset eroavaisuudet keskiarvoon ja hajontaan nähden.

Lopuksi on syytä vielä tarkastaa, missä määrin arvosteltavat sonnit yhtä oikeaan valintaan johtaneita kaavoja käyttäen tulevat samaan arvojärjestykseen. Vaikka nimittäin kahdella erilaisella indeksin kaavalla saadaan vanhempien ja pojan välille yhtä suuret vuorosuhdekertoimet ja kysymyksessä olevat kaksi kaavaa johtavat siis yhtä hyvään siitosvalintaan, saattaa näiden indeksien perusteella tehty sonnien luokitus, toisin sanoen niiden arvojärjestys silti poiketa huomattavastikin toisistaan. Ajatellaan esimerkiksi, että arvosteltavan sonnin A maidontuotantoindeksi poikkeaa oikeasta arvosta indeksiä S = T käyttäen —250 kg ja indeksiä S = 2 T—E käyttäen +250 kg. Toiseen sonniin B nähden asian laita on päinvastoin siten, että edellisen kaavan mukaan saatu tuotantoarvo poikkeaa todellisesta arvosta +100 kg ja jälkimmäisen kaavan mukaan saatu arvo —100 kg. Molemmilla kaavoilla saadut tuotantoarvot ovat yhtä oikeita tai kenties on täsmällisempää sanoa yhtä virheellisiä. Siitä huolimatta on sonnien arvojärjestys erilainen eri kaavaa käytettäessä, sillä kaavaa S = T käyttäen on B (+100) parempi kuin A (—250), mutta kaavaa S = 2 T—E käyttäen on A (+250) parempi kuin B (—100).

Kuinka samanlaiseen arvojärjestykseen sonnit erilaisten indeksien perusteella luokitellen on saatu, selviää taulukossa 6 olevasta erilaisten maidontuotanto- ja rasvapitoisuusindeksien välisistä vuorosuhdekertoimista. Nämä vuorosuhdekertoimet, jotka on laskettu 171 sonnista eli 51 isä- ja 120 poikasonnista, ovat ihmeteltävän suuria. Erityisesti on merkillepantavaa, että myös indeksien S = T—E ja S = 2 T—E väliset samoinkuin ensiksi mainitun ja Mount Hope-indeksin väliset vuorosuhdekertoimet ovat sangen suuret, vaikka indeksi S = T—E osoittautui hyvin huonoksi menettelytavaksi, kun taas indeksit S = 2 T—E ja Mount Hope antoivat varsin hyvät ja verrattomasti ensiksi mainittua paremmat valintatulokset. Jos olisi tiedossa yksinomaan taulukossa 6 esitetyt vuorosuhdekertoimet, saisi epäilemättä sen väärän käsityksen, että indeksi S = T—E johtaa jotensakin yhtä hyvään siitosvalintaan kuin indeksit S = 2 T—E ja Mount

Taulukko 6. *Eri indeksien väliset vuorosuhdekertoimet (n = 171 sonnia).*
Table 6. *Correlation coefficients between the indexes.*

(n = 171 bulls, S = bull, E = dam, T = daughter).

Indeksi *Index*	Indeksi *Index*					
	S = T		S = T—E		S = 2 T—E	
	Maito *Milk* kg	Rasva- *Fat* %	Maito *Milk* kg	Rasva- *Fat* %	Maito *Milk* kg	Rasva- *Fat* %
Mount Hope	+0.81 ±0.03	+0.81 ±0.03	+0.86 ±0.02	+0.82 ±0.02	+0.96 ±0.01	+0.98 ±0.003
S = 2 T — E	+0.88 ±0.02	+0.86 ±0.02	+0.85 ±0.02	+0.79 ±0.03	—	—
S = T — E	+0.53 ±0.06	+0.39 ±0.06	—	—	—	—

Hope. Niin ikään näiden vuorosuhdekertoimien mukaan luulisi myös indeksin S = T antavan muita huonommat tulokset, koska vuorosuhdekertoimet sen ja muiden indeksien välillä ovat yleensä huonoimmat. Kuitenkin asia todellisuudessa on aivan päinvastoin, kuten vanhempien ja pojan välisten vuorosuhdekertoimien perusteella todettiin.

Tällainen äärimmäisen helposti harhaan johtava tulos on hyvin tavallinen käsillä olevan kaltaisissa vertailevissa laskelmissa. Siitä huomataan olevan hyvin vaikean päätellä, kuinka suuria vuorosuhdekertoimien tulee olla, ennenkuin niiden perusteella voidaan tehdä varmoja johtopäätöksiä erilaisissa tapauksissa. Käsillä olevassa tapauksessa pitäisi vuorosuhdekertoimien olla lähellä yhtä, kuten on saatu indeksien S = 2 T—E ja Mount Hope välille, ennenkuin näin laskettujen vuorosuhdekertoimien perusteella voidaan olla varmoja siitä, että tutkittavina olevat arvostelutavat antavat siitosvalinnassa yhtä hyvät tulokset. Samalla nämä havainnot tukevat myös sitä aikaisemmin (siv. 14) esitettyä käsitystä, että tämän tapaisissa selvittelyissä, joissa on mukana arvaamattoman paljon erilaisia tekijöitä, on suorastaan mahdotonta epäsuorasti päätellä jonkin valintamenetelmän käyttökelpoisuutta joko sellaisenaan tai toisiin menetelmiin verrattuna. Kuten tässä sekä aikaisemmissa tutkimuksissani olen korostanut, ainoa varma tapa on tutkia suoranaisia siitosvalinnan tuloksia, toisin sanoen tarkastella, minkälainen on seuraava sukupolvi, kun vanhemmat valitaan erilaisia valintamenetelmiä käyttäen. Ainakin käsillä olevassa aineistossa olisivat muunlaiset tutkimistavat johtaneet virheellisiin päätelmiin.

Mitä sitten tulee sonnien luokitteluun erilaisten indeksien perusteella, huomataan indekseillä S = 2 T—E ja Mount Hope saatavan sonnit käytännöllisesti katsoen aivan samaan arvojärjestykseen. Kysymyksessä olevien indeksien väliset vuorosuhdekertoimet, maidontuotantoarvoista laskien, +0.96 ± 0.01 ja rasvapitoisuusarvoista laskien, +0.98 ± 0.003,

ovat nimittäin lähellä yhtä eli täysin kiinteää vuorosuhdetta. Tällainen tulos on odottamaton, sillä siitä huolimatta, että vanhempien ja pojan väliset vuorosuhdekertoimet tulivat kumpaakin indeksiä käyttäen jotensakin yhtä suuriksi, olisi kuitenkin odottanut näillä kahdella indeksillä saadun sonnien arvojärjestyksen poikkeavan jonkinverran toisistaan. Mount Hope-kaavahan on johdettu lähtien siitä käsityksestä, että korkea maidontuotanto ja alhainen maidon rasvapitoisuus olisivat osittain vallitsevia päinvastaisiin ominaisuuksiin nähden, kun taas Hansson'in indeksi perustuu intermediääriseen periytymiseen. Joka tapauksessa vahvistavat nämä tulokset sitä aikaisemmista vuorosuhdekertoimista saatua käsitystä, ettei ole mitään syytä käyttää huomattavasti Hansson'in indeksiä monimutkaisempaa Mount Hope-indeksiä, koska molemmat johtavat aivan samanlaiseen siitosvalintaan.

Indeksillä S = T saatu sonnien luokittelu poikkeaa jonkinverran indeksien S = 2 T—E ja Mount Hope antamasta tuloksesta. Kuten vuorosuhdekertoimista nähdään, on indekseillä S = T ja S = 2 T—E saatu luokitus kuitenkin huomattavasti lähempänä toisiaan kuin indekseillä S = T ja Mount Hope saatu luokitus. Indeksit S = T ja S = 2 T—E ovatkin tässä suhteessa siinä määrin samanlaisia, että sonnin tytärten keskiarvon perusteella voidaan jo varsin suurella varmuudella päätellä, minkälainen tulee olemaan sonnin indeksi kaavaa S = 2 T—E käytettäessä. Käsitellyssä aineistossa näiden indeksien antaman luokituksen yhdenmukaisuus onkin niin suuri, että indeksiä S = T voidaan käyttää indeksin S = 2 T—E ohella silloin, kun tytärten emien tuotantotietoja ei ole saatavissa tai sonnille on nopeasti saatava tuotantoarvo ja emien tiedot ovat vaikeasti hankittavissa.

Tytärten lukumäärän merkitys sonnien jälkeläisarvostelussa.

Aivan samoin kuin keskiarvon laskemisessa tarvitaan määrätty lukumäärä havaintoja, pitää myös indeksiä laskettaessa olla saatavissa tietty määrä tyttäriä ennenkuin indeksin arvo tulee niin varmaksi, ettei se suuremmasta tytärmäärästä laskien enää mainittavasti muutu. Tällaisen arvon saavuttamiseksi tarvittava tytärten lukumäärä riippuu kaavaa S = 2 T—E käytettäessä siitä, ovatko toiselta puolen tyttäret keskenään ja toiselta puolen emät keskenään jotensakin samanlaisia vai poikkeavatko ne paljon toisistaan. Tarkemmin sanoen riippuu indeksin S = 2 T—E varmuus yksityisistä emä-tytärpareista saatujen 2 T—E-arvojen muuntelun laajuudesta. Kun kysymyksessä olevat, eri emä-tytärpareista saadut 2 T—E arvot ovat hyvin samanlaisia, tarvitaan saman varmuuden saavuttamiseksi vähemmän tyttäriä kuin jos puheena olevat arvot poikkeavat paljon toisistaan. Kaavaa S = T käytettäessä riippuu indeksin varmuus

ainoastaan sonnin tytärten tuotannon muuntelusta. Näin ollen saattaa määrätyn varmuuden saavuttamiseksi tarvittava tytärten lukumäärä riippua osaksi myös siitä, minkä kaavan mukaan sonnin indeksi lasketaan. Koska meillä sonnit arvostellaan kaavaa S = 2 T—E käyttäen, on seuraavassa rajoituttu tarkastelemaan tytärten tai oikeammin emä-tytärparien lukumäärän vaikutusta tähän indeksiin.

Tytärten samoinkuin emienkin muuntelu aiheutuu sekä ulkonaisista että perinnöllisistä tekijöistä. Kun siis ulkonaiset olosuhteet eri lehmiin nähden ovat hyvin erilaiset, tarvitaan määrättyyn indeksin varmuuteen pääsemiseksi enemmän tyttäriä tai emä-tytärpareja kuin silloin, kun olosuhteet jokaisen kysymykseen tulevan lehmän kohdalta ovat jotensakin samanlaiset. Perinnöllisistä tekijöistä taas tytärten tai emä-tytärparien luku riippuu siten, että tytärten emien ja itse sonnin ollessa hyvin homotsygoottisia ja emät keskenään sekä sonniin verraten perintöasultaan hyvin samanlaisia, jolloin siis tyttäret myös ovat homotsygoottisia ja keskenään samanlaisia, tarvitaan tiettyyn varmuuteen pääsemiseksi verraten vähän tyttäriä. Jos taas emät ovat hyvin heterotsygoottisia ja keskenään erilaisia ja jos sonni lisäksi on hyvin heterotsygoottinen ja sen perintöasu poikkeaa paljon emien perintöasusta, tarvitaan melkoisesti enemmän tyttäriä kuin edellisessä tapauksessa ennenkuin voidaan olla varmoja siitä, ettei sonnin indeksi suuremmasta tai jostakin toisesta tytärjoukosta laskien tule erilainen.

Eri karjoissa ja eri paikkakunnilla ovat ulkonaiset olosuhteet hyvin erilaiset puhumattakaan eri maiden ulkonaisten olosuhteiden erilaisuudesta. Lisäksi vaihtelee eläinten perinnöllinen laatu eri karjoissa ja eri rotujen piirissä erilaisessa määrässä. Sen vuoksi ei ole mahdollista esittää mitään yleispätevää tytärten tai emä-tytärparien lukua, josta laskien sonneille saataisiin käytännön tarvetta varten riittävän varmat indeksit. Sama indeksin varmuus saadaan eri tapauksissa hyvinkin eri suurista tytärmääristä. Edellä sanotusta sekä siitä johtuen, kuinka ankarat vaatimukset on asetettu indeksin varmuuteen nähden, ovat eri tutkijat tulleet puheena olevassa tytärten lukumäärää koskevassa kysymyksessä erilaisiin tuloksiin. Niinpä Lush'in (1931) mukaan vaihtelee pienin tarvittava tytärmäärä ulkonaisista olosuhteista riippuen viidestä kahdeksaan. Jotensakin samaan tulokseen on tullut myös Edwards (1932, p. 1821) esittäen tarvittavan vähintään 6 tytärtä ennenkuin sonnin arvo voidaan laskea riittävällä varmuudella. Bonnier (1939, p. 10) sen sijaan on tullut huomattavasti suurempaan tytärlukuun kuin edelliset, sillä hänen tutkimuksensa mukaan pitäisi indeksin laskemisessa käyttää vähintään 10—15 tyttären tuotantoja.

Edellä mainitut samoinkuin muutkin tätä kysymystä käsitelleet tutkijat ovat koettaneet selvittää tytärten lukumäärän merkitystä pääasiassa kahdella eri tavalla. Toista tapaa käytettäessä on tarkastettu, millä tavalla saman sonnin tytärten keskinäinen tuotantojen hajonta muuttuu, kun tytärten lukumäärä suurenee (Edwards 1932). Sitä tytärten lukumäärää,

jonka jälkeen kysymyksessä oleva tytärten tuotantojen hajonta ei keskimäärin enää sanottavasti pienene, on sitten pidetty pienimpänä tytärten lukumääränä, josta sonnin indeksi voidaan laskea. Toisessa menetelmässä, jota on käyttänyt edellä mainittu Bonnier (1939, p. 10), on sonnin tyttäret jaettu kahteen yhtä suureen ryhmään. Näistä on toista käytetty vertailuarvona, johon toisen ryhmän eri suurista tytärmääristä laskettuja indeksejä on verrattu.

Näistä tutkimistavoista antaa Bonnier'in käyttämä ilmeisesti kutakuinkin oikean kuvan tytärten lukumäärän vaikutuksesta indeksin varmuuteen. Jotta tytärten lukumäärän vaikutusta voitaisiin tutkia riittävän pitkälle, pitäisi sonneilla kuitenkin olla hyvin paljon tyttäriä. Tyttäristä pitäisi nimittäin ensiksi voida muodostaa riittävän suuri eli ainakin yli kymmenen tyttären ryhmä, josta lasketaan vertailuarvo ja sen lisäksi pitäisi vielä jäädä jäljelle ainakin saman verran tyttäriä eri suurista tytärmääristä laskettavia indeksejä varten. Näin ollen pitäisi aineistoon kelvollisilla sonneilla olla vähintään 25—30 tytärtä. Kun meikäläisistä aineistoista on hyvin vaikea saada riittävän suurta määrää tällaisia sonneja ja koska puheena olevalla menetelmällä on osittain samat heikkoudet kuin yleensä saman sonnin eri tuloksiin perustuvilla menettelytavoilla (Kts. siv. 14), on allekirjoittanut käyttänyt emä-tytärparien luvun vaikutusta selvittäessään toisenlaista tutkimistapaa.

Vertailuperusteeksi on tällöin otettu molempien vanhempien keskiarvo $\left(\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2}\right)$, johon on verrattu eri suurista emä-tytärparien määristä laskettuja poikien indeksejä. Tämän lisäksi on kysymystä tutkittu tarkastelemalla niitä muutoksia indeksien keskinäisessä hajonnassa sekä indeksien keskivirheissä, jotka emä-tytärparien lukumäärän suureneminen saa aikaan. Kuten myöhemmin nähdään, hajontaa koskeva tarkastelu on osoittautunut hyvin sopivaksi selvitettäessä erästä parhaiden eläinten valintaan liittyvää ilmiötä.

Tutkimusta varten on kunkin poikasonnin indeksin laskemiseen kelvolliset emä-tytärparit jaettu yhden, kahden, kolmen, neljän jne. emätytärparin ryhmiin. Ryhmiin jako on pyritty suorittamaan täysin sattumanvaraisesti. Tällainen täysin sattumanvarainen jako on hyvin suuritöinen, eikä lainkaan helppo tehtävä. Käsillä olevassa tutkimuksessa on siihen yritetty päästä seuraavalla tavalla.

Jakoa varten on valmistettu riittävä määrä täysin samanlaisia pyöreitä teräskuulia, jotka on numeroitu juoksevilla numeroilla yhdestä lähtien. Niin ikään on kunkin sonnin emä-tytärparit numeroitu yhdestä lähtien juoksevilla numeroilla. Yksityisen sonnin emä-tytärpareja ryhmiteltäessä, on ensin otettu yhdestä lähtien yhtä monta kuulaa kuin sonnilla on ollut emä-tytärpareja, joten jokaista paria on edustanut määrätty

samalla numerolla varustettu kuula. Näin valitut kuulat on sekoitettu huolellisesti pyöreäpohjaisessa maljassa sekä sen jälkeen otettu niistä umpimähkään yksi kuula. Sen numeron osoittama emä-tytärpari on muodostanut ensimmäisen eli yhden emä-tytärparin ryhmän ja on siitä tehty tarpeellinen merkintä asianomaisen parin kohdalle. Tämän jälkeen kuula on pantu takaisin sekoitusastiaan ja kuulia sekoitettu huolellisesti, minkä jälkeen on otettu umpimähkään kaksi kuulaa. Näiden numeroiden mukaan on jälleen tehty merkintä vastaavien emä-tytärparien kohdalle ja ne ovat muodostaneet toisen eli kahden emä-tytärparin ryhmän. Seuraavalla kerralla on astiasta otettu kolme kuulaa, sitä seuraavilla kerroilla neljä, viisi jne. ja saatu siten muodostettua kolmen, neljän, viiden jne. emä-tytärparien ryhmät aina neljätoista emä-tytärparia käsittävään ryhmään saakka. Neljäätoista pitemmälle ei jaoittelussa ole menty, koska kaikilla sonneilla ei ole ollut tätä useampaa emä-tytärparia (Kts. taulukko 2).

Sonnien jaoittelu eri suuriin emä-tytärpariryhmiin voidaan tietenkin suorittaa jotakin muutakin periaatetta kuin sattumanvaraisuutta noudattaen. Niinpä voitaisiin ajatella emä-tytärparien jakamista ryhmiin tytärten iän mukaan. Tällaista jakoa saattaisi perustella lähinnä sillä, että sonnin tytärten lukumäärä suurenee todellisuudessakin syntymisjärjestyksessä. Näin menetellen voi kuitenkin syntyä eräitä systemaattisia virheitä. Esimerkiksi ruokinta- ja hoito-olosuhteet muuttuvat jatkuvasti, mistä johtuen saattavat ensiksi syntyneistä tyttäristä muodostetut ryhmät olla ruokintaan ja hoitoon nähden eri asemassa kuin myöhemmin syntyneistä tyttäristä muodostetut ryhmät. Niin ikään sonnin vanhetessa ja sen saadessa syystä tai toisesta mainetta hyvänä siitossonnina, myöhemmin syntyneitä tyttäriä otetaan enemmän eloon ja myydään enemmän muihin karjoihin kuin aikaisemmin syntyneitä tyttäriä, joten aikaisemmin ja myöhemmin syntyneiden tytärten ruokinta ja hoito voi myös tästä syystä olla erilainen. Sen vuoksi onkin näyttänyt ilmeiseltä, että sattumanvarainen jaoittelu saattaa parhaiten eri suurissa karjoissa olleet sonnit tytärten lukumäärään nähden samanlaiseen asemaan, mikä tämän tutkimuksen kannalta on tärkeintä.

Selostetulla tavalla muodostettujen emä-tytärryhmien mukaan on kullekin sonnille laskettu 14 maidon- ja rasvantuotanto- sekä rasvapitoisuusindeksiä. Näiden indeksien jakautuminen eri emä-tytärryhmissä nähdään taulukoista 7, 8 ja 9.

Taulukoihin on, kuten huomataan, merkitty paitsi indeksien jakautuminen eri tuotantoluokkiin myös eri suurista emä-tytärparien määristä laskettujen indeksien keskiarvot (M) sekä hajonnan (σ) ja muuntelukertoimen (v) arvot.

Sonnien ryhmittymisestä taulukoihin jo nähdään, että mitä suuremmaksi tulee emä-tytärparien luku, sitä vähemmän eri sonnien indeksit poikkeavat toisistaan. Vielä paremmin tämä ilmenee hajonnan (σ) ja muuntelukertoimen (v) arvoissa, sillä ne pienenevät emä-tytärparien luvun

Taulukko 7. *Emä-tytärparien lukumäärän vaikutus*

Table 7. *The effect of the number of the dam-daughters*

Sonnien maidontuotantoindeksit, 100 kiloissa.

Emä-tytärpareja — *Pairs of dam-daughters*	4	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30	32	34	36	38	40	42	44	46	48	50
1		1		2	1	1	3	2	5	2	8	6	6	3	4	4	4	3	3	1	3	7	8	5
2						1		3	2	2	2	2	4	5	4	7	4	5	4	9	12	3	10	8
3								1	1	3	4	2	2	7	6	2	7	11	6	6	7	6	12	13
4								1	1	2	4	2	2	5	5	6	12	5	6	7	12	8	9	11
5									1	1	2	3	4	2	7	7	5	14	14	5	5	7	11	6
6								1	1	2	2	5	4	5	4	7	8	7	7	12	8	11	6	8
7									1	1	2	5	3	4	5	5	12	5	8	8	12	11	12	5
8								1		2	2	1	3	5	7	6	5	12	9	7	12	10	11	3
9									1	1	1	2	3	5	6	6	14	5	6	10	13	8	9	12
10									2			1	2	7	2	8	12	7	8	5	16	13	8	8
11												6	5	4	4	8	7	5	11	8	11	11	10	10
12												2	5	4	10	8	6	6	11	9	12	12	2	8
13										1	2	5	2	3	4	10	6	9	9	11	11	11	12	7
14											1	5	2	7	4	9	7	8	4	11	8	13	12	12
n		1		2	1	2	3	9	15	17	30	47	47	66	72	93	109	102	106	109	142	131	132	116

Taulukko 8. *Emä-tytärparien lukumäärän vaikutus*

Table 8. *The effect of the number of the dam-daughters*

Rasvantuotantoindeksit, 10 kiloissa.

Emä-tytärpareja — *Pairs of dam-daughters*	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
1	1	1	2	1	1	1	6	3	5	4	5	8	2	6	8	5	5	4	2	3
2						2	3	1	4	1	4	6	10	8	3	3	8	7	5	6
3							1	1	4	2	4	6	7	5	7	8	20	7	6	7
4							2	1	1	1	7	8	7	7	8	9	8	7	8	10
5								1		4	4	6	6	11	11	9	4	14	14	3
6								3	2	3	4	6	7	8	12	5	12	10	7	7
7								1	1	3	6	7	4	8	5	12	6	17	10	9
8								1	3	3	4	5	4	8	10	11	11	9	12	7
9								2	1	1	5	5	8	10	10	6	11	8	15	10
10								1		3	3	4	5	12	8	8	14	10	10	8
11										3	7	6	4	8	9	6	10	10	12	20
12										3	4	6	8	7	8	11	10	11	11	9
13									2	4	3	5	5	10	7	12	10	15	11	12
14									1	3	5	6	8	5	6	12	9	13	13	7
n	1	1	2	1	1	3	12	15	24	38	65	84	85	113	112	117	138	142	136	118

suuretessa. Tämä on luonnollinen seuraus siitä keskiarvoja koskevasta ilmiöstä, että keskiarvoon sisältyvien havaintojen, tässä siis emä-tytärparien määrän suuretessa, keskiarvon poikkeama todellisesta keskiarvosta pienenee, toisin sanoen keskiarvon keskivirhe pienenee. Näin ollen taulukoissa 7, 8 ja 9 ilmenevästä puheena olevasta hajonnan muuttumisesta voidaan myös päätellä, millä tavalla emä-tytärparien lukumäärän suureneminen vaikuttaa yksityisten indeksien varmuuteen.

sonnien maidontuotantoindeksien hajontaan.

pairs on the variation of the milk indexes of bulls.

— Milk indexes of bulls, 100 kgs.

52	54	56	58	60	62	64	66	68	70	72	74	76	78	80	82	84	86	88	n	M	σ	v
1	3	6	6	4	3	1	2	2		5			2	1			1	1	120	4 170	1 834	44.0
3	6	1	4	5		4	4		1	2		1		1				1	120	4 353	1 413	32.5
3	5	1	2	2	3	3	1				2	2							120	4 243	1 221	28.8
5	5	5	1	2	1	2			1										120	4 135	1 031	24.9
3	8	4	3	1		5	1	1											120	4 195	1 037	24.7
1	9	3	1	3	1	1	1		2										120	4 107	1 075	26.2
5	6	4	1	2	1	1	1												120	4 125	954	23.1
5	4	3	2	6	1	3													120	4 173	979	23.5
3	5	1	5	1	1	1			1										120	4 152	933	22.5
8	3	3	2	3	1		1												120	4 193	877	20.9
6	4	2	2	2	1	1	2												120	4 182	930	22.2
8	7	4	3	2		1													120	4 165	879	.1
8	3	2	1		2	1													120	4 105	862	.0
3	6	3	1	2	1	1													120	4 158	885	21.3
62	74	42	34	35	16	25	13	3	5	7	2	3	2	2			1	2	1 680	4 173	1 097	25.5

sonnien rasvantuotantoindeksien hajontaan.

pairs on the variation of the fat indexes of bulls.

— Fat indexes of bulls, 10 kgs.

22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	n	M	σ	v
2	9	9	4	3	3	2	2	4	1	2	2	1		1	2	120	181	80.5	44.5
7	9	4	8	5	4	1	1	3	2		1	4				120	192	64.7	33.8
9	7	4	2	2	3	2	2	1	1	1					1	120	184	52.4	28.5
10	8	5	5	2	4	1	1									120	181	46.8	25.9
6	6	6	5	3	4	2			1							120	183	45.3	24.8
10	5	6	3	5	2	1		1				1				120	180	48.0	26.6
8	8	9	2	2	1	1										120	181	41.1	22.7
11	3	5	6	3	1	2	1									120	181	43.7	24.1
9	4	7	3	2			2			1						120	180	42.8	23.7
13	9	2	3	2	3	1	1									120	183	40.4	22.1
7	3	5	2	3	2	2		1								120	183	41.5	22.6
13	9	3	2	1	2		2									120	182	38.5	21.2
3	7	7	2	3	1			1								120	180	40.9	22.8
11	8	6	3		2	1	1									120	182	40.4	22.3
119	95	78	50	36	32	16	13	11	5	4	3	6		1	3	1 680	182	47.6	26.1

Kun tässä mielessä tarkastetaan taulukoita 7, 8 ja 9 sekä muuntelukertoimien mukaan laadittua kuviota 1, huomataan maidon- ja rasvantuotantoindeksien hajonnan pienenevän hyvin jyrkästi noin neljänteen tai viidenteen emä-tytärpariin saakka. Sen jälkeen ei emä-tytärparien lisääntyminen enää vaikuta yhtä voimakkaasti, mutta se on kuitenkin varsin tuntuva aina kymmenenteen emä-tytärpariin saakka. Niinpä tasoitus-

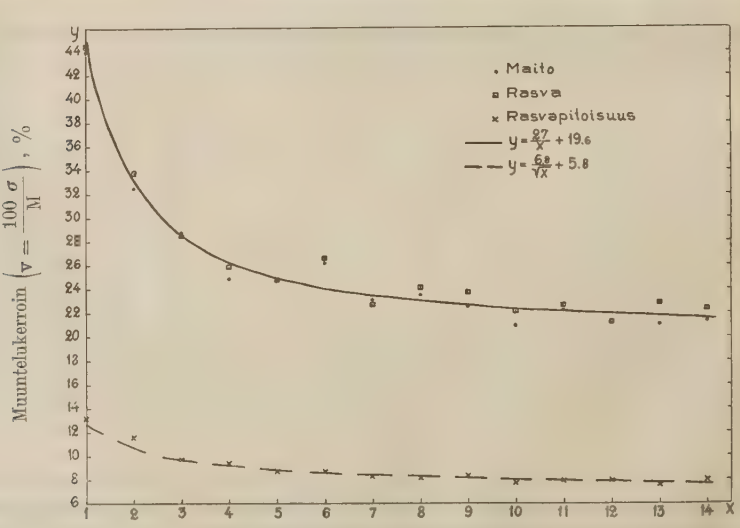
Taulukko 9. *Emä-tytärparien lukumäärän vaikutus*

Table 9. *The effect of the number of the dam-daughters pairs*

Rasvapitoisuusindeksit, %.

Emä-tytärpareja — *Pairs of dam-daughters*	2.9	3.0	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6	3.7	3.8	3.9	4.0	4.1	4.2	4.3	4.4	4.5	4.6	4.7
1	1					2	5	4	8	9	5	11	7	8	7	6	6	4	
2			1	1		2	4	6	2	6	6	6	5	13	13	7	11	10	
3			1	1	3	2			3	5	12	10	8	12	4	11	19	6	
4		1					1	2	6	6	7	12	12	11	10	6	11	6	
5						1	2	2	3	3	12	16	14	14	7	6	12	9	
6					1	1	1	1	2	7	8	8	11	17	12	12	4	13	
7						1	1	3		4	8	14	14	13	16	13	7	7	
8					1		2		2	4	10	15	17	8	14	10	11	8	
9					2		2	2	2	3	4	15	15	13	16	14	11	6	
10						1	3	2	1		10	14	9	15	19	11	13	8	
11							3	1	3	4	6	10	11	14	19	15	7	11	
12						2		2	2	2	13	10	14	14	15	15	9	8	
13						1	1	1	1	4	9	7	17	18	10	20	8	8	
14						1	3	1	1	5	7	7	16	23	10	11	11	9	
n	1	1	2	2	7	14	28	27	36	62	117	155	170	193	172	157	140	113	

yhtälön $y = \frac{27}{x} + 19.6$ mukaan on muuntelukerroin neljästä emä-tytärparista laskien 26.4 %, mutta kymmenestä emä-tytärparista 22.3 %.



Emä-tytärpareja — *Pairs of dam-daughters*

· *Milk*, ⊡ *Butterfat*, × *Butterfat percentage*

Kuvio 1. Emä-tytärparien lukumäärän vaikutus indeksien hajontaan (muuntelukertoimeen).

Figure 1. The effect of the number of the dam-daughters pairs on the variation of the indexes.

sonnien rasvapitoisuusindeksien hajontaan.

on the variation of the fat percentage indexes of bulls.

— Fat-% indexes of bulls.

4.8	4.9	5.0	5.1	5.2	5.3	5.4	5.5	5.6	5.7	5.8	5.9	6.0	6.1	n	M	σ	v
7	7	6	2	6	4		1	1			2		1	120	4.4	0.58	13.2
8	3	5	1	2	1	2	2	1	1	1				120	4.4	0.51	11.6
10	7	2	2	1	1									120	4.3	0.42	9.7
12	6	6	2		2	1								120	4.4	0.41	9.4
9	3	3	1	1		1	1							120	4.3	0.38	8.7
9	3	5	1	2	1	1								120	4.4	0.38	8.7
2	10	1	2	2	1	1								120	4.3	0.36	8.3
7	2	6	1	2										120	4.3	0.35	8.1
4	4	2	3	1			1							120	4.3	0.36	8.3
4	4	3	2	1										120	4.3	0.33	7.7
3	4	5	2	2										120	4.4	0.34	7.9
6	1	1	3	2	1									120	4.3	0.34	7.9
3	6	3	1	1	1									120	4.3	0.32	7.5
3	5	3	1	3										120	4.3	0.34	7.9
87	65	51	24	26	12	6	5	2	1	1	2		1	1 680	4.3	0.39	8.9

Rasvapitoisuusindeksien hajonta on edellistä paljon pienempi, sillä muuntelukertoimet ovat vain noin kolmasosa vastaavista maidon- ja rasvantuotantoindeksien muuntelukertoimien arvoista. Niin ikään pienenee indeksien hajonta emä-tytärmäärän suuretessa todellisina lukuina laskien vain hyvin vähän. Esimerkiksi neljästä emä-tytärparista laskettujen indeksien muuntelukerroin on keskimäärin 9.2 % ja kymmenestä emätytärparista laskettujen 8.0 %, joten pieneneminen on vain 1.2 %, kun se maito- ja rasvamääristä laskien on 4.1 %. Hajonnan suuruuteen verraten sen sijaan on emä-tytärparien vaikutus likimain yhtä suuri kuin maidon- ja rasvantuotantoindekseissäkin. Jos nimittäin lasketaan, kuinka monta prosenttia kymmenen emä-tytärparia sisältävien indeksien hajonta on pienempi kuin neljä emä-tytärparia sisältävien, saadaan rasvapitoisuusindekseistä 15 % ja maidon- ja rasvantuotantoindekseistä 18 %. Parimäärän käytännöllistä merkitystä arvioitaessa on kuitenkin kiinnitettävä huomiota lähinnä ensiksi mainittuihin eli todellisiin lukuihin. Niiden perusteella voidaan päätellä, että rasvapitoisuusindeksien hajonta pienenee hiukan neljään viiteen emä-tytärpariin saakka, mutta sen jälkeen ei emä-tytärparien lukumäärän lisääntymisellä ole sanottavaa vaikutusta.

Toinen tapa, jolla emä-tytärparimäärän merkitystä voidaan tutkia, on tarkastella emä-tytärparimäärän vaikutusta indeksien keskivirheisiin. Hansson'in indeksin kaavaa S = 2 T—E käytettäessä indeksin varmuus riippuu, kuten aikaisemmin (siv. 28) mainittiin, yksityisistä pareista saatavien 2 T—E arvojen hajonnasta. Näin ollen on tämän indeksin keskivirhe myös laskettava mainittujen arvojen hajonnan perusteella. Keskivirheiden laskemisessa tarvittavan sangen suuren laskutyön vähentämiseksi on ne laskettu ainoastaan kaksi, neljä, kuusi, kahdeksan, kymmenen,

kaksitoista ja neljätoista emä-tytärparia sisältäville indekseille sekä niillekin vain maidontuotannosta ja rasvapitoisuudesta. Keskivirheiden määrittämisessä on käytetty yleistä keskiarvon keskivirheen kaavaa $m = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$. Näiden virhelaskujen tuloksia maidontuotantoindekseihin nähden esittää taulukko 10.

Taulukko 10. *Sonnien jakautuminen maidontuotantoindeksien virheiden mukaan emä-tytärpariluvun vaihdellessa 2—14.*

Table 10. *Distribution of the bulls on the basis of the errors in milk indexes, the number of the pairs of dam-daughters increasing 2—14.*

Indeksien virhe *Error of indexes* kg	Emä-tytärpareja — *Pairs of dam-daughters*						
	2	4	6	8	10	12	14
0— 99	7	—	—	—	—	—	—
100— 199	10	2	—	3	—	1	—
200— 299	8	5	3	6	5	9	14
300— 399	8	6	16	22	26	33	44
400— 499	7	16	12	31	35	38	36
500— 599	15	17	28	21	26	23	20
600— 699	4	12	20	22	22	11	4
700— 799	6	15	20	6	3	3	2
800— 899	7	11	9	9	1	—	—
900— 999	12	12	6	—	1	2	—
1 000—1 099	10	6	2	—	1	—	—
1 100—1 199	2	7	1	—	—	—	—
1 200—1 299	4	6	1	—	—	—	—
1 300—1 399	2	2	2	—	—	—	—
1 400—yli	18	3	—	—	—	—	—
Yhteensä — *Total*	120	120	120	120	120	120	120
M, kg	842	741	629	512	496	454	417
σ	675.5	309.2	218.8	163.0	137.2	131.4	106.3
Virhe, % indeksistä — *Error, in per cent of the index*	21.3	18.8	15.8	12.8	12.2	11.2	10.2

Kuten saattoi odottaa, ovat yhtä suuresta emä-tytärmäärästä laskettujen indeksien virheet hyvin erilaisia. Äärimmäiset vaihtelurajat kahdesta emä-tytärparista laskettujen indeksien virheissä ovat näet 8—3 600 kg, neljästä emä-tytärparista lasketuilla indekseillä 100—1 650 kg. Suuremmista parimääristä laskettujen indeksien virheiden suurin vaihtelu näkyykin jo taulukosta. Kun virheet lasketaan prosenteissa, on niiden vaihtelu suhteellisesti jotensakin yhtä suuri. Virheiden hajonta pienenee siis hyvin voimakkaasti parimäärän suuretessa, mikä nähdään myös taulukkoon merkityistä virheiden hajonnan (δ:n) arvoista.

Samalla kun virheiden hajonta pienenee emä-tytärmäärän suuretessa, pienenevät myös itse keskivirheet. Esimerkiksi kahdesta emä-tytärparista laskettujen indeksien virheet ovat keskimäärin 842 kg eli 21.3 % indeksistä, kun virheiden keskiarvo neljästätoista emä-tytärparista lasketuilla indekseillä on vain 417 kg eli 10.2 %.

Rasvantuotantoindeksien virheet ovat prosenteissa laskien tietenkin jotensakin samaa suuruusluokkaa, minkä vuoksi niitä ei ole katsottu olevan tarpeellista laskea. Rasvapitoisuusindeksien keskivirheet sen sijaan ovat melkoisesti pienempiä, mikä näkyy taulukosta 11.

Laskettuna prosentteina indeksistä ovat rasvapitoisuusindeksien virheet keskimäärin noin kolme kertaa pienempiä kuin maidontuotantoindek-

Taulukko 11. *Sonnien jakautuminen rasvapitoisuusindeksien virheiden mukaan emä-tytärpariluvun vaihdellessa 2—14.*

Table 11. *Distribution of the bulls on the basis of the errors in fat percentage indexes, the pairs of dam-daughters increasing 2—14.*

Indeksien virhe *Error of indexes* kg	Emä-tytärpareja — *Pairs of dam-daughters*						
	2	4	6	8	10	12	14
0.00—0.04	9	6	1	—	—		—
0.04—0.08	12	6	3	3	6	6	4
0.08—0.12	12	8	15	15	17	21	34
0.12—0.16	11	16	13	29	37	43	48
0.16—0.20	5	15	24	34	37	33	27
0.20—0.24	9	16	26	17	17	14	6
0.24—0.28	8	13	17	15	5	3	1
0.28—0.32	3	9	9	4	—	—	-
0.32—0.36	8	18	7	2	1	—	—
0.36—0.40	2	3	1	1	—	—	-
0.40—0.44	4	4	3		—		—
0.44—0.48	7	2	1	-	—		—
0.48—0.52	6	2	—	—	—	-	-
0.52—0.56	6	2	—	—			—
0.56—yli	18	—	—	—	—	—	—
Yhteensä — *Total*	120	120	120	120	120	120	120
M, %	0.32	0.23	0.21	0.18	0.16	0.15	0.14
σ	0.27	0.12	0.08	0.06	0.05	0.04	0.04
Virhe, % indeksistä — *Error, in per cent of the index*	7.4	5.3	4.9	4.2	3.8	3.6	3.2

sien virheet. Eri indeksien virheet ovat tosin hyvin erilaisia, mutta tämä vaihtelu on kuitenkin melkoisesti pienempi kuin vastaava vaihtelu maidontuotantoindekseissä. Niinpä taulukon 12 mukaan yhtä suuresta emätytärpariluvusta laskettujen maidontuotantoindeksien virheet poikkeavat äärimmäisissä tapauksissa toisistaan noin kaksi kertaa enemmän kuin vastaavat rasvapitoisuusindeksien virheet.

Taulukko 12. *Prosenteissa indeksistä laskettujen virheiden suurin vaihtelu.*

Table 12. *Greatest fluctuation of the errors computed in per cent of the index.*

Emä-tytärpareja *Pairs of dam-daughters*		2	4	6	8	10	12	14
Virheiden vaihtelu, % indeksistä — *Fluctuation of errors, in per cent of the index*	maito — *milk*	0.1—51	3—35	6—24	3—20	5—21	3—17	5—15
	rasva-% — *fat-%*	0.4—25	1—12	1—10	1—8	1—7	1—6	1—6

Edellä esitetyn kaltaisista keskivirheistä on vielä huomattava, että kaavasta $m = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ saadut keskivirheet ovat pienistä parimääristä laskien hiukan liian pieniä, jotta niihin voitaisiin soveltaa samoja todennäköisyyssääntöjä kuin suurista havaintomääristä laskettuihin keskivirheisiin. Ero on kuitenkin verraten pieni. Niinpä LINDEBERG'in (1927, p. 80) esittämän taulukon mukaan todennäköisyys, että todellinen keskiarvo on ulkopuolella kaksi kertaa keskivirheen määräämien rajojen, on kymmenestä havainnosta laskien 0.076 ja viidestä havainnosta laskien 0.116, kun se kysymyksen ollessa suuresta määrästä havaintoja on, kuten tunnettua, 0.05. Jotta pienistä määristä havaintoja saatujen keskiarvojen keskivirheisiin soveltuisivat samat säännöt kuin suurista havaintomääristä laskettuihin, olisi keskivirheet kerrottava seuraavilla kertoimilla [1]):

Havaintojen luku — *Number of observations*	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Kerroin — *Factor*	1.84	1.32	1.20	1.14	1.11	1.09	1.08	1.07	1.06	1.05	1.05	1.04	1.04	1.04

Kun näillä kertoimilla kerrotaan edellisten taulukoiden 10 ja 11 viimeisessä vaakasuorassa sarakkeessa olevat keskimääräisiä virheprosentteja

Taulukko 13. *Indeksien virheet keskimäärin emä-tytärpariluvun vaihdellessa 1—14.*

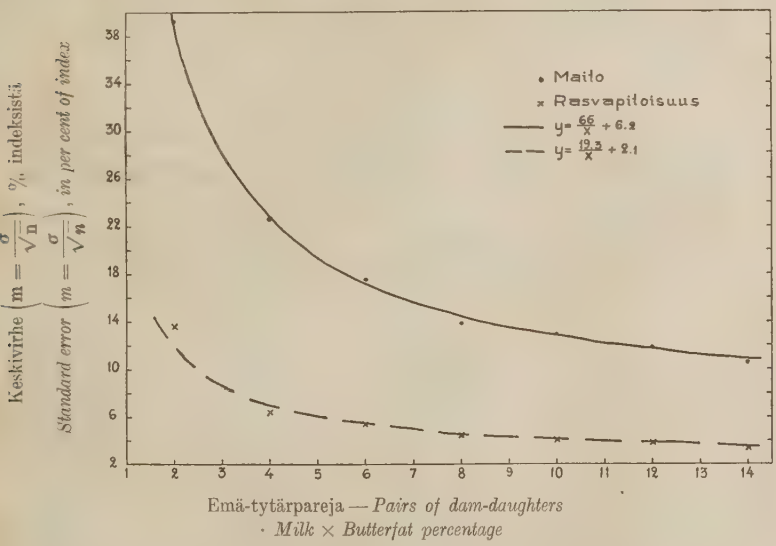
Table 13. *The errors of indexes on an average, the number of the dam-daughters pairs increasing 1—14.*

Emä-tytärpareja *Pairs of dam-daughters*	Virhe, % indeksistä — *Error, in per cent of the index*			
	Todelliset — *Actual*		Tasoitetut — *Levelled*	
	maito *milk*	rasva-% *fat-%*	maito *milk*	rasva-% *fat-%*
1	—	—	—	—
2	39.2	13.6	39.2	11.8
3			28.2	8.5
4	22.6	6.4	22.7	6.9
5			19.4	6.0
6	17.5	5.4	17.2	5.3
7			15.6	4.9
8	13.8	4.5	14.5	4.5
9			13.5	4.2
10	12.9	4.0	12.8	4.0
11			12.2	3.9
12	11.8	3.8	11.7	3.7
13			11.3	3.6
14	10.6	3.3	10.9	3.5

osoittavat arvot, saadaan taulukon 13 toisessa ja kolmannessa pystysuorassa sarekkeessa (»todelliset») olevat luvut. Ne ilmaisevat siis kuinka

[1]) Kertoimet on tekijälle laskenut fil. tohtori Esko Kaila.

suuri virhe, prosenteissa laskien, on keskimäärin 2, 4, 6, 8, 10, 12 ja 14 emätytärparia sisältävillä indekseillä. Tasoittamalla vielä maidontuotantoindeksien virheet yhtälöllä $y = \frac{66}{x} + 6.2$ ja rasvapitoisuusindeksien virheet yhtälöllä $y = \frac{19.3}{x} + 2.1$, saadaan samassa taulukossa olevat tasoitetut arvot sekä kuvion 2 käyrät. Tällöin tarkoittaa y virhettä prosenteissa ja x emä-tytärparien lukua indeksissä. Kuten taulukon luvuista sekä kuvion käyristä nähdään, esitetyt tasoitusyhtälöt soveltuvat hyvin virheprosenttien tasoittamiseen.



Kuvio 2. Indeksien virheet keskimäärin emä-tytärpariluvun suuretessa 1—14.
Figure 2. The errors in indexes on an average, the number of the dam-daughters pairs increasing 1—14.

Indeksien keskivirheiden perusteella tullaan asiallisesti aivan samoihin johtopäätöksiin kuin indeksien keskinäisen hajonnankin mukaan. Suuresta parimäärästä lasketut maidon- ja rasvantuotantoindeksit näyttävät nimittäin olevan verrattomasti varmempia siitosarvon mittana kuin pienistä parimääristä lasketut. Erityisesti näyttävät ne indeksit, jotka lasketaan noin neljää, viittä pienemmästä parimäärästä olevan hyvin monissa tapauksissa kokonaan harhaanjohtavia, mutta parimäärän vaikutus tuntuu sangen voimakkaasti aina kymmeneen emä-tytärpariin saakka.

Rasvapitoisuusindeksiin parimäärän vaikutus on todellisina lukuina laskien huomattavasti pienempi. Ainoastaan neljä, viisi emä-tytärparia sisältävissä indekseissä ovat virheet merkittävästi suurempia kuin suurem-

mista parimääristä lasketuissa indekseissä. Virheiden tasoon verraten on parimäärän vaikutus rasvapitoisuusindeksiin jotensakin yhtä suuri kuin maidontuotantoindeksiinkin, mutta mainituilla suhteellisilla luvuillahan ei ole käytännöllistä merkitystä.

Maidon- ja rasvantuotantoindeksien hajonnan sekä niiden keskivirheiden pienenemisestä päätellen näyttää siis siltä, kuin emä-tytärparien luku olisi määrättyyn rajaan saakka ratkaisevan tärkeä tekijä indeksissä sikäli, että suurista parimääristä lasketut indeksit olisivat paljon oikeaanosuvampia kuin pienistä parimääristä lasketut. Seuraavassa taulukossa 14 ja kuviossa

Taulukko 14. *Erilaisista määristä emä-tytärpareja laskettujen poikien indeksien ja arvon* $\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2}$ *väliset vuorosuhdekertoimet* ($n = 120$).

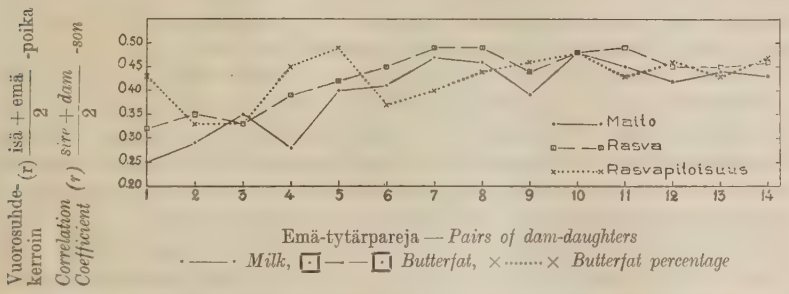
Table 14. *The correlation coefficients between the value* $\frac{\text{sire} + \text{dam}}{2}$ *and the indexes of sons, computed on the basis of different numbers of the dam-daughters pairs.*

Emä-tytärpareja *Pairs of dam-daughters*	r ± m		
	Maito — *Milk*	Rasva — *Fat*	Rasvapitoisuus — *Fat-%*
1	+0.25±0.09	+0.32±0.08	+0.43±0.07
2	+0.29±0.08	+0.35±0.08	+0.33±0.08
3	+0.35±0.08	+0.33±0.08	+0.33±0.08
4	+0.28±0.08	+0.39±0.08	+0.45±0.07
5	+0.40±0.08	+0.42±0.07	+0.49±0.07
6	+0.41±0.08	+0.45±0.07	+0.37±0.08
7	+0.47±0.07	+0.49±0.07	+0.40±0.08
8	+0.46±0.07	+0.49±0.07	+0.44±0.07
9	+0.39±0.08	+0.44±0.07	+0.46±0.07
10	+0.48±0.07	+0.48±0.07	+0.48±0.07
11	+0.45±0.07	+0.49±0.07	+0.43±0.07
12	+0.42±0.08	+0.45±0.07	+0.46±0.07
13	+0.44±0.07	+0.45±0.07	+0.43±0.07
14	+0.43±0.07	+0.46±0.07	+0.47±0.07

3 esitetyt vanhempien ja pojan väliset vuorosuhdekertoimet muuttavat kuitenkin oleellisesti tätä käsitystä.

Kuten aikaisemmin (siv. 30) mainittiin, on taulukon 14 ja kuvion 3 tuloksia laskettaessa ollut muuttajana vain poikien arvot, jotka on laskettu 1, 2, 3, 4 jne. emä-tytärparien mukaan. Sen sijaan vertailuarvo $\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2}$ on kaikissa vertailuryhmissä sama. Nämä isäsonnien samoin kuin poikien emienkin arvot ovat samoja arvoja, mitä käytettiin edellisessä osassa eri indeksien käyttökelpoisuutta selvitettäessä (Kts. siv. 15). Tällöin on isien indeksit määritetty vähintään kahdeksan emätytärparin mukaan. Suurimmalla osalla isiä on kuitenkin ollut yli neljätoista emä-tytärparia, sillä sitä pienemmästä määrästä on laskettu vain yhdentoista isän indeksit, kuten nähdään taulukosta 2.

Taulukon 14 ensimmäiset vuorosuhdekertoimet, jotka ovat maitokiloista $+0.25 \pm 0.09$, rasvakiloista $+0.32 \pm 0.08$ ja rasvapitoisuudesta $+0.43 \pm 0.47$ on siis saatu arvoista $\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2}$ sekä yhden emä-tytärparin mukaan lasketuista poikien indekseistä. Toisen ryhmän vuorosuhdekertoi-



Kuvio 3. Emä-tytärparien lukumäärän vaikutus molempien vanhempien keskiarvon $\left(\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2}\right)$ ja pojan väliseen vuorosuhdekertoimeen.

Figure 3. The effect of the number of the dam-daughters pairs on the correlation coefficient between the value $\left(\frac{\text{sire} + \text{dam}}{2}\right)$ *and the index of the son.*

met on taas saatu samoista $\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2}$ arvoista kuin edellisetkin sekä kahden emä-tytärparin mukaan määrätyistä poikien indekseistä. Vastaavalla tavalla on laskettu kolmannen, neljännen jne. ryhmien vuorosuhdekertoimet.

Vertailuarvona on käytetty molempien vanhempien keskiarvoa $\left(\frac{\text{isä} + \text{emä}}{2}\right)$ eikä esimerkiksi yksin isän indeksiä tai emän tuotantotulosta sen vuoksi, että edellisen osan tulosten mukaan saadaan Hansson'in indeksiä käyttäen molempien vanhempien ja pojan välille selvästi suuremmat vuorosuhdekertoimet kuin erikseen isän ja pojan tai emän ja pojan välille. Emä-tytärparien lukumäärän vaikutus tulee taas sitä selvemmin esille, mitä suurempi vuorosuhde alunperin on vertailukohteiden välillä. Lisäksi tällainen menettely vastaa todellisuutta sikäli, että käytännössä suoritettavassa siitosvalinnassa on myös otettava huomioon molempien vanhempien arvot.

Voidaan väittää, että emä-tytärparien lukumäärän vaikutus olisi tullut vuorosuhdekertoimissa paremmin esille, jos myös isien indeksit olisi laskettu samalla tavalla eri suurista emä-tytärmääristä kuin poikienkin arvot. Tällainen menettely olisi kuitenkin supistanut tarkastelun alaa emä-tytärparien lukumäärään nähden. Koska osalla isiä on vain kahdeksan emätytärparia, pitäisi näet tarkastelu lopettaa jo kahdeksaan emä-tytärpariin

sen sijaan, että sitä käytetyllä menettelytavalla on voitu jatkaa aina neljääntoista emä-tytärpariin saakka.

Koska vuorosuhdekertoimien vaihtelu kahdentoista emä-tytärparin jälkeen oleellisesti pienenee, mikä näkyy erityisen selvästi kuvion käyristä, näyttäisi siltä, kuin indeksit tulisivat kahdestatoista ja sitä suuremmista määristä emä-tytärpareja paljon varmempia kuin pienemmistä parimääristä laskien. Kysymyksessä oleva vaihtelun pieneneminen aiheutuu kuitenkin ainakin osaksi aineiston käsittelytavasta.

Kuten taulukosta 2 (siv. 15) nähdään, on verraten monella eli 19 poikasonnilla vain 14—15 emä-tytärparia ja yleensäkin on emä-tytärparien luku suhteellisen pieni, sillä vain 47 poikasonnilla on yli 26 emä-tytärparia. Toiselta puolen on huomattava, että jonkin sonnin indeksi poikkeaa edellisestä pienemmästä tai sitä seuraavasta suuremmasta emä-tytärparien määrästä lasketusta indeksistä sitä vähemmän, mitä suurempi osa kaikista käytettävissä olevista emä-tytärpareista jo sisältyy tähän indeksiin. Jos sonnin indeksin laskemiseksi on kaiken kaikkiaan saatavissa vain 14 emä-tytärparia, sisältyy esimerkiksi 12 emä-tytärpariin kahta lukuunottamatta jo kaikki saatavissa olevat parit. Näin ollen ei kolmestatoista emä-tytärparista laskettu indeksi voi sanottavasti olla erilainen kuin kahdestatoista emä-tytärparista saatu indeksi, koska jälkimmäinen saattaa poiketa edellisestä korkeintaan vain kahden emä-tytärparin suhteen. Ero on vieläkin pienempi kolmestatoista ja neljästätoista emä-tytärparista laskettujen indeksien välillä, koska ne voivat poiketa toisistaan vain yhden emä-tytärparin suhteen. Jotta kaikki indeksit olisivat emä-tytärparien valintaan nähden samassa asemassa, toisin sanoen, jotta ne voitaisiin laskea täysin sattumanvaraisesti valituista emä-tytärpareista, pitäisi kullakin sonnilla olla hyvin paljon, teoreettisesti ajatellen äärettömän paljon emä-tytärpareja, mikä tietenkin on käytännössä mahdotonta.

Tarkastettaessa yksityiskohtaisemmin taulukon 14 ja kuvion 3 tuloksia, huomataan emä-tytärparien luvun vaikuttavan vanhempien ja pojan välisiin vuorosuhdekertoimiin melkoisesti vähemmän kuin aikaisempien tutkimusten samoin kuin edellä hajonnasta ja keskivirheistä saatujen tulosten perusteella olisi odottanut. Lisäksi on vuorosuhdekertoimien vaihtelu puoleen ja toiseen niin suuri, että on sangen vaikea vetää enempää taulukon 14 kuin kuvion 3 tulosten perusteella ehdottoman varmoja johtopäätöksiä emä-tytärparimäärän vaikutuksesta. Vuorosuhdekertoimet ovat tosin yleensä pienempiä silloin, kun poikien indeksit on laskettu muutamasta harvasta emä-tytärparista kuin jos pareja on useampia, mutta tästä säännöstä on useita poikkeuksia. Niinpä esimerkiksi rasvapitoisuusindekseistä on jo yhden emä-tytärparin mukaan saatu hyvin suuri vuorosuhdekerroin, kun taas maidontuotantoindekseistä yhdeksän emä-tytärparin mukaan laskettu vuorosuhdekerroin on melkoisesti pienempi kuin paljon pienemmistä emä-tytärmääristä saadut kertoimet. Puheena oleva vuorosuhdekertoimien vaihtelu osoittaa, e t t e i v ä t v e r r a t e n s u u r e t k a a n

emä-tytärparien määrät vielä takaa indekseille määrättyä varmuutta, vaan saattavat ne olla hyvinkin virheellisiä. Toiselta puolen saatetaan taas suhteellisen pienistäkin emä-tytärmääristä laskien saada sonneille oikeaan osuvia indeksejä.

Merkille pantavaa on myös, etteivät rasvapitoisuusindeksit näytä osoittavan rasvapitoisuuteen vaikuttavaa perinnöllistä laatua sen varmemmin kuin maidon- ja rasvantuotantoindeksit maidon- ja rasvantuotantoon vaikuttavaa perintöasua. Sen perusteella, että rasvapitoisuusindeksien hajonta samoinkuin niiden keskivirheet ovat maidon- ja rasvantuotantoindeksien hajontaa sekä keskivirheitä pienempiä, olisi rasvapitoisuusindeksistä näet odottanut saatavan suuremmat vanhempien ja pojan väliset vuorosuhdekertoimet, etenkin pienestä määrästä emä-tytärpareja lasketuista indekseistä. Mitään selvää tämän suuntaista tulosta ei kuitenkaan ole havaittavissa.

Nämä vanhempien ja pojan väliset tulokset osoittavat ennen kaikkea indekseihin sisältyvän paljon enemmän virheitä kuin keskivirheiden mukaan voidaan päätellä. Täten on selitettävissä se ilmiö, että vanhempien ja pojan väliset vuorosuhdekertoimet eivät suurene emätytärmäärän suuretessa kovinkaan paljon, vaikka indeksien keskivirheet oleellisesti pienenevät. Se osa virheistä, joka parimäärän suuretessa eliminoituu, on nimittäin vain vähäinen osa indeksien todellisten virheiden määrästä, vaikka se saattaa käsittää suuren osan kaavalla $m = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ saaduista keskivirheistä. Näin ollen se, kuinka täsmälllisesti indeksi ilmaisee sonnin perinnöllisen laadun, riippuu melkoisesti vähemmän emä-tytärparien määrästä kuin aikaisemmat, erilaisiin tilastollisiin vertailuihin perustuvat tutkimukset ovat osoittaneet.

Kuten edellä olevista sekä hajonnasta ja keskivirheistä että vanhempien ja pojan välisistä vuorosuhdekertoimista on havaittu, ei emä-tytärparien lisääntymisen vaikutuksessa ole mitään jyrkkää rajaa, vaan hajonta ja keskivirheet pienenevät samoinkuin vanhempien ja pojan väliset vuorosuhdekertoimet suurenevat emä-tytärparien luvun lisääntyessä vähitellen. Sen vuoksi on suuressa määrässä tulkinnan varassa, minkä emä-tytärparien määrän katsotaan olevan pienimmän, mistä sonnin indeksi voidaan laskea. Lisäksi on huomattava, että tällaiset rajaluvut sulkevat kokonaan pois jälkeläisarvostelusta sonnit, joilla ei ole vaadittua minimimäärää emätytärpareja. Kuitenkin saattavat joidenkin tällaisten sonnien arvot olla niin paljon muita parempia, että vaikka pienemmästä emä-tytärmäärästä aiheutuva indeksin suurempi epätarkkuus otetaankin huomioon, sonnin

arvo jää sittenkin huomattavasti muita paremmaksi. Sen vuoksi näyttäisi olevan tarkoituksen mukaisempaa, että emä-tytärparien luku määrättäisiin hyvin alhaiseksi ja sen sijaan otettaisiin pienemmän emä-tytärmäärän aiheuttama suurempi epätarkkuus muulla tavalla huomioon. Ennenkuin kuitenkaan voidaan ryhtyä lähemmin käsittelemään tätä puolta asiasta, on ensin tarkasteltava erästä toista emä-tytärparien luvun siitoseläinten valinnassa aiheuttamaa ilmiötä.

Monet karjanjalostajat ovat panneet merkille, että parhaat indeksit on yleisesti laskettu verraten pienestä määrästä emä-tytärpareja, kun taas hyvin monesta emä-tytärparista lasketut indeksit ovat harvoin kaikkein parhaita. Nykyisin käytännössä olevia arvostelutapoja noudattaen se pitääkin paikkansa. Kuten seuraavassa lähemmin selostetaan, tämä ilmiö johtuu niin ikään emä-tytärparien lukumäärän sekä indeksien varmuuden välisestä suhteesta.

Aikaisemmin todettiin taulukoiden 7, 8 ja 9 perusteella, että sonnien indeksien hajonta pienenee emä-tytärparien luvun suuretessa. Samalla huomattiin tämän johtuvan siitä, että pienistä emä-tytärmääristä laskettujen indeksien virheet ovat suuremmat ja siis myös muuntelu sekä plus- että miinussuuntaan suurempi kuin suuresta määrästä emä-tytärpareja lasketuissa indekseissä. Jos taulukoissa 7, 8 ja 9 olevista 120 poikasonnista valitaan esimerkiksi 10 % parhaita sonneja eli 12 parasta sonnia, huomataan näiden sonnien indeksien suuruuden riippuvan siitä, kuinka monen emä-tytärparin mukaan indeksit lasketaan. Silloin kun sonnit valitaan yhdestä emä-tytärparista laskettujen indeksien mukaan, saadaan 12 parhaan sonnin maidontuotantoindeksien keskiarvoksi 7 450 kg. Jos taas sonnit valitaan kahdesta emä-tytärparista laskettujen indeksien perusteella, on valittujen sonnien keskiarvo 6 983 kg ja kolmesta emä-tytärparista laskettujen indeksien mukaan valittaessa 6 600 kg. Kysymyksessä olevien 12 parhaan sonnin indeksit pienenevät siis sitä mukaa kuin emä-tytärparien luku lisääntyy. Tämä näkyy tarkemmin taulukosta 15, johon on merkitty paitsi 12 (10 %) myös 6 (5 %) ja 30 (25 %) parhaan sonnin maidontuotantoindeksien keskiarvot emä-tytärparien luvun suuretessa yhdestä neljääntoista.

Paitsi maitokiloissa ilmaistuja indeksien keskiarvoja, on taulukkoon merkitty prosenttiluvut ($M - M_{14}$), jotka osoittavat, montako prosenttia pienemmistä määristä emä-tytärpareja lasketuista indekseistä olisi vähennettävä, jotta ne tulisivat keskimäärin yhtä suuriksi kuin 14 emä-tytärparista lasketut parhaiden sonnien indeksit. Näistä prosenttiluvuista nähdään hyvin selvästi, kuinka parhaimpien sonnien arvot jatkuvasti pienenevät indekseihin sisältyvien emä-tytärparien luvun suuretessa. Pieneneminen jatkuu noin 12 emä-tytärpariin saakka, minkä jälkeen indeksien arvoissa ei enää voida havaita selvää muutosta puoleen eikä toiseen. Niin ikään selviää taulukosta, että eniten poikkeavat muista kolmeen ensimmäiseen ryhmään kuuluvat eli yhdestä, kahdesta ja kolmesta emä-

Taulukko 15. *Kuuden (5 %), kahdentoista (10 %) ja kolmenkymmenen (25 %) aineiston parhaan sonnin maidontuotantoindeksien keskiarvo (M) emä-tytärparien luvun suuretessa 1—14.*

Table 15. *The average (M) of the milk indexes of six (5 %), twelve (10 %) and thirty (25 %) best bulls of the research material, the number of the dam-daughters pairs increasing 1—14.*

Emä-tytärpareja *Pairs of dam-daughters*	Parhaita sonneja — *Best bulls*					
	6 (5 %)		12 (10 %)		30 (25 %)	
	M, kg	$M-M_{14}$, %	M, kg	$M-M_{14}$, %	M, kg	$M-M_{14}$, %
1	7 933	25.6	7 450	24.4	6 527	19.8
2	7 533	21.7	6 983	19.1	6 200	15.6
3	7 067	16.5	6 600	14.4	5 773	9.4
4	6 233	5.3	5 883	4.0	5 393	3.0
5	6 400	7.8	6 100	7.4	5 567	6.0
6	6 433	8.3	6 050	6.6	5 487	4.6
7	6 067	2.8	5 750	1.7	5 300	1.3
8	6 133	3.8	5 983	5.6	5 500	4.9
9	6 100	3.3	5 817	2.9	5 327	1.8
10	6 000	1.7	5 733	1.4	5 293	1.1
11	6 200	4.8	5 850	3.4	5 347	2.1
12	5 867	—0.6	5 650	±0.0	5 320	1.6
13	5 867	—0.6	5 533	—2.1	5 147	—1.7
14	5 900	0	5 650	0	5 233	0

tytärparista lasketut parhaat indeksit, mikä voidaan nähdä myös taulukon 7 hajonnan (σ) ja muuntelukertoimen (v) arvoista.

Prosenttiluvuista selviää myös, että kysymyksessä olevan erilaisen hajonnan vaikutus tuntuu siitokseen valittujen sonnien keskiarvossa sitä vähemmän, mitä suurempi osa sonneista valitaan siitokseen. Esimerkiksi kuudesta emä-tytärparista lasketut indeksit ovat neljästätoista emä-tytärparista laskettuja indeksejä noin 8 % suurempia silloin, kun valitaan 5 % parhaita sonneja, mutta valittaessa 25 % parhaita sonneja, on ero vain noin 4 %. Tämä ei kuitenkaan vähennä ilmiön merkitystä. Jalostuksessa kiinnitetään ja onkin aina kiinnitettävä suurin huomio kaikkein parhaimpiin sonneihin. Sen vuoksi on niiden arvoissa syntyvillä virheillä myös suurin merkitys, vaikkei virheen vaikutus sanottavasti tulisikaan esille kaikkien siitokseen valittujen sonnien keskiarvossa. Puheena olevan ilmiön merkitystä onkin arvioitava lähinnä niiden erojen mukaan, mitkä ilmenevät muutaman parhaan sonnin arvoissa. Lisäksi on huomattava, että kysymyksessä olevasta ilmiöstä siitosvalinnassa aiheutuvat virheet ovat systemaattisia, mikä oleellisesti lisää sen merkitystä.

Edellä esitettyä tapaa, jolloin valitaan tarvetta vastaava määrä parhaita eläimiä siitoseläimiksi, käyttää yksityinen karjanomistaja jalostustyössään. Karjanjalostusyhdistykset sen sijaan soveltavat ns. minimiperiaatetta, jolloin kuhunkin kantakirjaluokkaan hyväksytään määrätyt tuotantovaatimukset eli ns. minimivaatimukset täyttävät eläimet. Kun

käsillä olevaan aineistoon sovelletaan tätä periaatetta ja valitaan aineistosta kaikki ne sonnit, joiden maidontuotantoindeksi ylittää 1) 5 600 kg, 2) 6 000 kg ja 3) 7 000 kg, on tällaisia sonneja eri emä-tytärryhmissä seuraavat määrät:

Emä-tytärpareja	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
Sonneja yli 5 600 kg	28	23	15	7	11	9	6	12	9	7	8	6	4	5
Sonneja yli 6 000 kg	18	14	11	4	7	5	3	4	3	2	4	1	3	2
Sonneja yli 7 000 kg	10	5	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

Kulloinkin kysymyksessä olevan tuotantovaatimuksen täyttää edellä esitetyn jaoittelun mukaan sitä useampi sonni, mitä pienemmästä määrästä emä-tytärpareja sonnin indeksit lasketaan. Ensimmäisissä ryhmissä eli muutamista emä-tytärpareista lasketuissa indekseissä on näet ollut huomattavasti enemmän kysymyksessä olevat vaatimukset täyttäviä sonneja kuin useammista emä-tytärpareista lasketuissa indekseissä. Niin ikään nähdään jaoittelusta, että emä-tytärparien lukumäärän vaikutus valituksi tulevien sonnien lukumäärään on sitä suurempi, mitä korkeampi on tuotantovaatimus. Esimerkiksi 7 000 kg ja sitä suurempia indeksejä on enää vain yhdestä, kahdesta ja kolmesta emä-tytärparista lasketuissa indekseissä.

Saadaksemme vieläkin selvemmän kuvan emä-tytärparien lukumäärän vaikutuksesta sonnien siitosvalintaan, oletetaan, että kaikki taulukon 7 emä-tytärryhmät on muodostettu eri sonnien perusteella. Toisin sanoen oletetaan, että käytettävissä on ollut 120 sonnia, joiden indeksit on voitu laskea yhden emä-tytärparin mukaan, 120 sonnia, joiden indeksit on voitu laskea kahden emä-tytärparin mukaan jne. niin, että sonneja olisi ollut kaikkiaan 1 680 jakautuneena neljääntoista 120 sonnin ryhmään sen mukaan, kuinka monesta emä-tytärparista indeksit on laskettu. Samalla oletetaan, että tästä huolimatta kukin 120 sonnin ryhmä on keskimäärin sonnien perintöasun suhteen samanlainen aivan samoin kuin todellisuudessa, jolloin kussakin ryhmässä ovat samat sonnit, on asian laita.

Kun tällaisesta 1 680 sonnin joukosta valitaan 10 % ja 5 % maidontuotantoindeksiltään parhaita sonneja eli 168 ja 84 parasta sonnia, ne jakautuvat emä-tytärparien lukumäärän perusteella seuraavasti:

Emä-tytärpareja	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	yht.
10 % sonneista	32	23	15	11	13	10	8	13	9	8	8	8	4	6	168
5 % sonneista	18	15	11	4	7	5	3	6	3	2	4	1	3	2	84

Tällöin ovat 168 sonnin indeksit 5 514 kilon ja 84 sonnin indeksit 5 983 kilon yläpuolella, joten valintatulos on sama myös edellä selostettua minimiperiaatetta noudattaen silloin, kun minimivaatimuksina ovat mainitut tuotantorajat.

Siitä huolimatta, että kussakin taulukossa 7 olevassa emä-tytärparien ryhmässä on yhtä suuri määrä perintöasultaan samanlaisia ja siis myös yhtä suuri määrä parhaita sonneja, on kuitenkin suurin osa valituista sonneista ensimmäisistä ryhmistä eli niitä, joiden indeksit on laskettu pienestä määrästä emä-tytärpareja. Jos valinta olisi ollut oikea, olisi tietenkin kustakin ryhmästä pitänyt tulla valituksi yhtä suuri määrä eli 168 sonnia valittaessa n. 12 ja 84 sonnia valittaessa n. 6 sonnia joka ryhmästä. Näin ollen eivät valitut 168 ja 84 sonnia suinkaan ole edellä oletetun aineiston parhaat sonnit, vaan viimeisistä ryhmistä on jäänyt pois suuri joukko perintöasultaan parempia sonneja kuin osa niistä, jotka ensimmäisistä ryhmistä ovat tulleet valituiksi.

Mitä sitten tulee rasvantuotantoon, on puheena olevalla ilmiöllä rasvantuotannon valinnassa aivan sama vaikutus, sillä rasvantuotantoindeksien hajonta muuttuu emä-tytärparien luvun muuttuessa samalla tavalla kuin maidontuotantoindeksienkin hajonta (Kuvio 1). Rasvapitoisuusindeksien hajonta sen sijaan pienenee vain noin neljään emä-tytärpariin saakka, minkä jälkeen emä-tytärparien luvun lisääntyminen indeksissä ei enää sanottavasti pienennä hajontaa. Silloin kun sonnien indeksejä ei lasketa viittä pienemmästä emä-tytärparimäärästä, ei käsillä olevalla kysymyksellä siis ole rasvapitoisuuden valinnassa mainittavaa käytännöllistä merkitystä.

Aivan samalla tavalla kuin edellä esitetyissä esimerkeissä, tapahtuu myös käytännössä silloin, kun valittavana on sonneja, joiden indeksit on laskettu erilaisesta määrästä emä-tytärpareja, kuten poikkeuksetta on asian laita. Tällöin niistä sonneista, joiden indeksit on laskettu pienestä määrästä emä-tytärpareja, tulee valituksi suhteellisesti useampia ja siis myös perintöasultaan huonompia sonneja kuin niistä sonneista, joiden indeksit on määrätty useamman emä-tytärparin mukaan. Tällainen siitosvalinta on tietenkin virheellistä eikä vähiten sen vuoksi, että nimenomaan sellaiset sonnit, joilla on paljon jälkeläisiä, tulevat arvostelluksi huonommiksi kuin sellaiset sonnit, joilla on vähän jälkeläisiä. Kysymyksellä olisi nimittäin huomattavati pienempi merkitys, jos menetelmä suosisi sellaisia sonneja, joilla on paljon jälkeläisiä ja joiden indeksit olisivat tavallista varmempia. Lisäksi on puheena oleva ilmiö sen vuoksi hyvin kiusallinen, että moni hyviä toiveita herättänyt sonni saattaa myöhemmin, kun sen arvoa määrätään uudelleen useamman emä-tytärparin mukaan, osoittautua varsin keskinkertaiseksi.

Pienestä jälkeläismäärästä aiheutuvien valintavirheiden korjaaminen.

Edellä on todettu pienestä määrästä emä-tytärpareja laskettujen indeksien olevan epävarmempia sonnin siitosarvon mittana kuin suuresta emätytärmäärästä laskettujen indeksien. Samalla on selvinnyt, että siitosvalinnassa joudutaan suosimaan ensiksi mainittuja indeksejä, koska niiden parhaat arvot suuremmasta hajonnasta johtuen ovat suurempia kuin viimeksi mainittujen indeksien parhaat arvot. Siitosvalinnassa näistä syistä syntyvät valintavirheet voidaan tietenkin välttää sillä yleisesti sovelletulla menettelyllä, että emä-tytärparien luvun suhteen asetetaan määrätty vaatimus, jota pienemmästä emä-tytärmäärästä laskettuja indeksejä ei hyväksytä esimerkiksi kantakirjaan oikeuttaviksi tuloksiksi. Jos ilman käytännöllistä haittaa olisi mahdollista panna emä-tytärparien lukua koskeva vaatimus kyllin suureksi, se olisikin yksinkertaisin ja tehokkain tapa eliminoida pienestä määrästä emä-tytärpareja laskettujen indeksien epätarkkuus. Näin ei kuitenkaan ole asian laita. Etenkin meikäläisissä oloissa, jossa karjat ovat suhteellisen pieniä ja sonnien jälkeläisten luku siitä johtuen jää pieneksi, joudutaan emä-tytärparien määrää koskevasta rajaluvusta pakosta tinkimään. Esimerkiksi edellä esitettyjen tulosten mukaan pitäisi indeksiin sisältyvien emä-tytärparien luvun olla vähintään 10—12 seudulla ennenkuin pienestä parimäärästä aiheutuva suurempi epätarkkuus eliminoituisi. Jo näinkin alhaista vaatimusta on kuitenkin pidettävä meikäläisissä oloissa liian suurena. Tällä edellytyksellä voidaan näet laskea indeksit vain suhteellisen harvoille, tavallista suuremmissa karjoissa oleville sonneille tai indeksien laskeminen jää niin myöhäiseen ikäkauteen, ettei arvostelulla enää ole sanottavaa käytännöllistä merkitystä. Sen vuoksi on emä-tytärparien määrän suhteen tyydyttävä melkoisesti alhaisempiin vaatimuksiin. Niinpä meillä palkintoluokkaan oikeuttavat indeksit on laskettava vähintään kuudesta ja valioluokkaan oikeuttavat tulokset vähintään kahdeksasta emä-tytärparista. Kuten edellä olemme huomanneet, syntyy tällöin pienimpiä sallittuja emä-tytärmääriä käyttäen jo melkoisia virheitä ja siitoseläimiksi tulee valituksi eläimiä, jotka eivät ole aineiston parhaita. Toiselta puolen on valioluokan vaatimus, kahdeksan emä-tytärparia kuitenkin jo niin korkea, että sitä sovellettaessa suuri osa perintöasultaan riittävän hyvistä sonneista jää hyväksymättä valioluokkaan tai tämä hyväksyminen jää niin myöhäiseen ikäkauteen, että suuri osa sonneista on jo teurastettu ja elossa olevat ovat jo niin vanhoja, että niiden siitokseenkäyttö muodostuu varsin rajoitetuksi. Näistä sekä aikaisemmin (siv. 43) mainituista syistä johtuen onkin kysymykselle yritetty löytää toisenlaista ratkaisua.

Kuten edellä esitetystä on selvinnyt, ei pienestä määrästä emä-tytärpareja laskettuja indeksejä hyväksytä sonnien siitosarvon mitaksi sen

vuoksi, että niissä saattaa syntyä niin suuria virheitä, että ne antavat sonnin perinnöllisestä laadusta väärän kuvan. Jalostusvalinnassa, jossa on kysymys parhaiden sonnien erottamisesta muusta joukosta, ei tällainen menettely puheena olevien virheiden eliminoimiseksi kuitenkaan ole tarpeen yhtä vähän kuin se on kysymykselle paras mahdollinen ratkaisu. *Sen sijaan, että kokonaan hylätään pienestä emä-tytärmäärästä lasketut indeksit, voidaan niiden muita suuremmat virheet huomioida sonneja valittaessa siten, että näille sonneille asetetaan vastaavasti suuremmat vaatimukset.*

Koska suurestakin määrästä emä-tytärpareja laskettuihin indekseihin sisältyy vielä hyvin paljon eri syistä aiheutuneita virheitä, herää kysymys, eikö siitosvalinnassa olisi aihetta huomioida kaikkia indeksien virheitä eikä vain sitä osaa, mikä aiheutuu emä-tytärmäärän pienuudesta. Edellä sanotun mukaisesti tämä tarkoittaisi sitä, että siitossonneille asetettavat vaatimukset riippuisivat myös siitä, kuinka varma indeksi on eli kuinka suuri on indeksin keskivirhe.

Sonnien arvosteluissa on aikaisemminkin sovellettu keskivirhelaskua. Niinpä Terho (1926, 1928) on kotimaisten sonnien perinnöllistä laatua koskevissa tutkimuksissaan laskenut keskivirheen erotukselle tyttäret-emät käyttäen kaavaa $m_{diff} = \sqrt{m_1^2 + m_2^2}$, sekä määritellyt näin saatujen keskivirheiden perusteella kussakin yksityistapauksessa tyttäret-emät erotuksen todennäköisyyden. Axelsson (1930, 1933), joka pitää Terhon käyttämää kaavaa tähän tarkoitukseen sopimattomana sen vuoksi, että emän ja tyttären välillä vallitsee vuorosuhde, on laskenut kysymyksessä olevan erotuksen keskivirheen kaavasta $\sigma_D = \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2r\sigma_1\sigma_2}$. Kaavassa tarkoittavat σ_1 ja σ_2 emien ja tytärten keskiarvojen virheitä, kuten m_1 ja m_2 edellisessä kaavassa, r taas on sonnin tytärten ja tytärten emien välinen vuorosuhdekerroin. Koska tässä on kysymys indeksien S = 2 T—E eikä indeksien S = T—E keskivirheistä, ei kumpaakaan näistä kaavoista voida tietenkään soveltaa, vaan olisi käytettävä yksityisten parien 2 T—E-arvojen hajonnan mukaan laskettuja keskivirheitä.

Tämän jälkeen tulee eteen kysymys, millä tavalla indeksien keskivirheet olisi siitosvalinnassa otettava huomioon. Kuten tunnettua, saatu indeksi poikkeaa yhtä suurella todennäköisyydellä sekä plus- että miinussuuntaan siitä indeksistä, joka saataisiin hyvin suuresta määrästä emätytärpareja. J o s o n m ä ä r i t e t t ä v ä j o k a i s e l l e a r v o s t e l t a v a l l e s o n n i l l e m a h d o l l i s i m m a n o i k e a a r v o, e i s i i n ä t e h t ä v ä s s ä o l e k e s k i v i r h e e s t ä m i t ä ä n a p u a. Sen perusteella voidaan vain päätellä, kuinka varma kukin indeksi on, mutta indeksien arvoja tai sonnien arvojärjestystä ei keskivirheiden perusteella ole oikeutta muuttaa. Siitosvalinnassa asian laita on kuitenkin toisin. Tällöin näet ei ole niinkään paljon kysymys siitä, että jokaisen sonnin arvo tulee määritettyä mahdollisimman oikein kuin siitä, että käytettävissä olevasta sonnijoukosta kyetään valitsemaan m a h d o l l i s i m m a n s u u r e l l a v a r m u u d e l l a riittävä määrä parhaita

tai tietyt minimi- eli kantakirjavaatimukset täyttäviä sonneja. Jalostuksessa ei näet ole tärkeintä se, että kaikki hyvät eläimet käytetään siitokseen, vaan se, että ne eläimet, jotka siitokseen käytetään, ovat todella hyviä. Yhdenkin huonon sonnin pääseminen parhaiksi arvosteltujen sonnien joukkoon on nimittäin monin verroin tuhoisampaa kuin yhden, vaikkapa parhaan sonnin poisjääminen tästä joukosta. Kun tässä mielessä tarkastellaan kysymystä, on siitossonneja valittaessa tärkeintä tietää, minkä tuotantorajan, toisin sanoen minkä indeksin arvon yläpuolella kukin arvosteltava sonni on yhtä suurella todennäköisyydellä.

Lähtien siitä olettamuksesta, että indeksin keskivirhe ilmaisee indeksin todennäköisyyden samalla tavalla kuin yleensä keskiarvon keskivirhe, kysymyksessä oleva indeksin arvo saataisiin, jos alkuperäisestä indeksistä vähennettäisiin keskivirhe tai jokin sen kerrannainen. Kun indekseistä vähennetään esimerkiksi yksinkertaisen keskivirheen osoittama määrä, olisi siis keskimäärin $^1/_6$ todennäköisyys, että hyvin suuresta emä-tytärmäärästä lasketut indeksit olisivat näin saatuja arvoja pienempiä. Jos taas vähennetään kaksinkertaisen keskivirheen verran, olisi vastaava todennäköisyys enää vain 0.025.

Kuten taulukosta 12 nähtiin, ovat indeksien virheet varsin suuria. Sen vuoksi olisi tuskin tarkoituksen mukaista vähentää indeksistä enempää kuin yksinkertaisen keskivirheen verran. Lisäksi on huomattava, että edellä mainittua $^1/_6$ todennäköisyyttä olisi indekseihin nähden pidettävä jo hyvin suurena varmuutena. Sovellettaessa keskivirheitä kantakirjaarvostelussa tai yleensä siitosvalinnassa olisi siis sonnien indekseistä ensin vähennettävä keskivirhe ja vasta näin saatujen arvojen perusteella suoritettava sonnien luokittelu. Tällöin olisi vielä huomattava, että kysymyksessä oleva keskivirheiden vähentäminen alentaa tietenkin indeksien keskitasoa, joten kantakirjavaatimusten tulisi olla vastaavasti alhaisempia. Taulukon 13 mukaan päätellen tulisi ayrshiresonnien kantakirjavaatimusten olla tällöin maidon- ja rasvantuotantoon nähden ainakin 10 % ja rasvapitoisuuteen nähden ainakin 3 % alhaisempia kuin silloin, kun keskivirheitä ei oteta huomioon.

Edelliset päätelmät tehtiin siis sillä edellytyksellä, että indeksien keskivirheet ovat rinnastettavissa keskiarvon keskivirheisiin. Nyt herää kuitenkin kysymys, pitääkö mainittu edellytys paikkansa. Aikaisemmat indeksien hajontaa ja virheitä sekä vanhempien ja pojan välisiä vuorosuhteita koskevat tulokset viittasivat näet siihen, ettei tällaista olettamusta voitaisi tehdä indeksien suhteen. Kuten muistetaan, mainittujen vertailujen mukaan näyttää indeksiin sisältyvän paljon suuremmat virheet kuin keskivirheiden mukaan voidaan päätellä. Tällainen asian tila onkin hyvin ymmärrettävissä. Jotta keskiarvo ja keskivirhe noudattaisivat yleisiä todennäköisyyssääntöjä, ne pitäisi laskea havainnoista, joita ei ole millään tavalla valittu. Näinhän ei ole asian laita indeksien suhteen.

Ne on aina laskettava suuremmassa tai pienemmässä määrässä valitusta aineistosta. Varsinkin tytärten emät saattavat olla hyvinkin suuressa määrässä valittuja, mitä seikkaa Lush ym. (1941) erityisesti korostavat. Myöskin tyttäret voivat olla jossakin määrin valittuja kaikki syntyneet sonnin tyttäret käsittävästä tytärjoukosta. Lisäksi on sekä emien että tytärten valinta hyvin erilaista, mikä tietenkin suurentaa sen aiheuttamia järjestelmällisiä virheitä. Nämä virheet eivät tule lainkaan esille keskivirheissä. Niin ikään ei keskivirheissä ilmene lainkaan ne järjestelmälliset virheet, jotka syntyvät siitä, että tyttäret on ruokittu eri tavalla kuin emät tai että tytärten ja emien ruokintataso kokonaisuudessaan on yläpuolella tai alapuolella muiden sonnien tytärten ja niiden emien ruokintatasoa. Indeksien virheitä lisää myös paljon se, että karjanomistajan etujen mukaista on saada sonnille mahdollisimman hyvä virallinen indeksi, kun sen sijaan se seikka, kuinka oikea tämä arvo on, ei hänen kannaltaan ole yhtä tärkeä. Sen vuoksi hän käyttää hyväkseen kaikkia voimassa olevan järjestelmän suomia mahdollisuuksia, toisin sanoen arvostelumenetelmän heikkouksia tämän päämäärän saavuttamiseksi. On myös mainittava, että keskivirhe sattumanvaraisestikin valituista havainnoista laskien ja silloinkin, kun havaintoihin ei sisälly mitään järjestelmällistä virhettä, osoittaa keskiarvon muuntelun laajuutta keskimäärin. Sen sijaan yksityistapauksissa poikkeaa keskiarvojen todennäköisyys hyvinkin paljon keskivirheen määrittelemästä todennäköisyydestä. Sattumasta johtuen saattavat esimerkiksi indeksiin sisältyvät 2 T—E-arvot olla hyvinkin samanlaisia varsinkin, jos niitä on vähän. Tällöin saadaan indeksille verraten pieni keskivirhe, joka ei lainkaan ilmaise saadun ja todellisen indeksin keskinäistä suhdetta.

Edellä esitetyn perusteella tekijä on taipuvainen uskomaan, ettei täydellisen virhelaskun soveltamisella sonnien indekseihin ole läheskään samaa merkitystä kuin mitä keskivirheiden määrittämisellä yleensä on keskiarvojen varmuutta arvosteltaessa. Ei ole lainkaan mahdotonta, että siitosvalinnalla, jossa otetaan huomioon vain eri suurista emä-tytärmääristä laskettujen indeksien erilainen varmuus eikä keskivirheitä kokonaisuudessaan, kyetään erottamaan jalostettavan aineiston parhaat sonnit likimain yhtä varmasti kuin keskivirhelaskuakin sovellettaessa.

Viimeksi mainittua menetelmää, jossa otettaisiin huomioon vain se suurempi epävarmuus, mikä ilmenee pienestä määrästä emä-tytärpareja lasketuissa indekseissä verrattuna suuresta parimäärästä laskettuihin indekseihin, voidaan ryhtyä kehittämään useammastakin lähtökohdasta. Niinpä voidaan tällaiseksi lähtökohdaksi valita eri suurista parimääristä laskettujen indeksien erilainen hajonta (Taulukot 7, 8, 9 ja kuvio 1) tai emä-tytärparien vaikutus vanhempien ja pojan välisiin vuorosuhdekertoimiin (Taulukko 14 ja kuvio 3) tai lähteä niistä indeksien virheiden eroista, jotka ilmenevät eri suurista parimääristä laskettujen indeksien virheiden kesken (Taulukko 10 ja 11 sekä kuvio 2). Näistä on viimeksi mainittu luon-

nollisin ja yksinkertaisin lähtökohta. Tällöin on tietenkin lähdettävä prosenteissa ilmaistuista keskivirheistä eli taulukossa 13 olevista tasoitetuista prosenttiluvuista.

Päästäksemme mainituista tasoitetuista arvoista niihin lukuihin, jotka ilmaisevat, kuinka monta prosenttia pienistä emä-tytärmääristä laskettujen indeksien virheet ovat suurista parimääristä laskettuja suuremmat, on jokin virheprosentti merkittävä nollaksi. Tällaiseksi vertailukohdaksi olisi tietenkin valittava niin suuresta emä-tytärmäärästä laskettujen indeksien virheet, ettei virhe sitä suuremmasta parimäärästä laskien enää pienene. Kuten taulukosta 13 ja kuviosta 2 nähdään, virheprosentti pienenee jatkuvasti koko sillä alueella, mikä on voitu tutkia, toisin sanoen neljääntoista emä-tytärpariin saakka. Kuitenkin on virheen pieneneminen maidontuotantoindeksien virheissä noin kymmenestä ja rasvapitoisuusindeksien virheissä jo noin kuudesta emä-tytärparista lähtien niin vähäistä, ettei sillä ole sanottavaa käytännöllistä merkitystä. Näin ollen voidaan hyvällä syyllä valita kymmenestä emä-tytärparista laskettujen indeksien virheet vertailukohdaksi. Suurempaa parilukua ei ole senkään vuoksi asiallista valita, koska suurin osa sonnien indekseistä joudutaan laskemaan kymmentä pienemmästä parimäärästä.

Kun edellä sanotun perusteella merkitään kymmenestä emä-tytärparista laskettujen indeksien virheiden keskiarvo nollaksi, saadaan sitä pienemmistä pariluvuista laskettujen indeksien virheiden arvoiksi taulukossa 16 olevat luvut. Nämä luvut osoittavat siis, kuinka paljon suurempia

Taulukko 16. *Indeksien virheet (%), kymmenestä emä-tytärparista laskettujen indeksien virheen ollessa = 0.*

Table 16. *The errors of indexes (%), when the errors of indexes computed from ten pairs of dam-daughters = 0.*

Emä-tytärpareja — *Pairs of dam-daughters*		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Virhe, % indeksistä — *Error, in per cent of the index*	maito ja rasva — *milk and fat*	—	26.4	15.4	9.9	6.6	4.4	2.8	1.7	0.7	0.0
	rasva-% — *fat-%*	—	7.8	4.5	2.9	2.0	1.3	0.9	0.5	0.2	0.0

keskimäärin ovat pienestä emä-tytärparien määrästä laskettujen indeksien virheet verrattuna kymmenestä emä-tytärparista laskettujen indeksien virheisiin. Samalla ne ilmaisevat, kuinka paljon suurempia tulisi kantakirjavaatimusten olla silloin, kun arvosteltavan sonnin indeksi on laskettu kymmentä pienemmästä parimäärästä. Käytännössä tapahtuisi puheena olevien virheiden huomioon ottaminen siten, että kymmentä vähemmän emä-tytärpareja sisältävistä indekseistä vähennettäisiin prosenttilukujen osoittama määrä ja vasta näin saatujen arvojen perusteella sonnit luokiteltaisiin. Kysymyksessä olevia prosenttilukuja käytettäessä on kuitenkin vielä huomattava eräitä seikkoja.

Aikaisemmin mainittiin jalostuksessa olevan tärkeintä, ettei yhtään huonoa eläintä pääse siitokseen valittujen sonnien joukkoon ja on tähän päämäärään pyrittävä silläkin uhalla, että joitakin parhaista eläimistä saattaa tulla hylätyksi. Pienestä parimäärästä lasketut indeksit saattavat yksityistapauksissa antaa hyvinkin väärän kuvan sonnin arvosta, mikä nähdään myös talukoissa 10 ja 11 ilmenevistä suurista virheistä. Tästä johtuen on pelättävissä, että, vaikka vähän jälkeläisiä omaaville sonneille pannaan taulukon 16 virheprosenttien edellyttämät suuremmat vaatimukset, saattaa jokin perintöasultaan huono sonni saada vielä liian hyvän arvon. Sen vuoksi olisi ilmeisesti syytä soveltaa edellä saatuja keskimääräisiä tuloksia suurempia virheitä. Keskimäärää suurempien virheiden käyttämistä puoltaa myös se, että silloin ei missään tapauksessa jouduttaisi suosimaan sonneja, joilla on vähän jälkeläisiä niiden kustannuksella, joilla jälkeläisiä on paljon. Tietenkin on hyvin tulkinnan varaista, kuinka paljon suurempia virheiden tulisi olla. Käsittääkseni ei kaksikertaakaan suurempia virheitä käyttäen vielä tultaisi kovinkaan suuriin virheprosentteihin.

Kun kymmenestä parista laskettujen indeksien virhe merkitään nollaksi, saadaan kuvion 2 tasoitusyhtälöiden $y = \frac{66}{x} + 6.2$ ja $y = \frac{19.3}{x} + 2.1$ perusteella taulukon 16 maidon- ja rasvantuotantoindeksien virheitä koskevat arvot myös yhtälöstä $y = \frac{66}{x} - 6.6$ ja rasvapitoisuusindeksien virheitä koskevat arvot yhtälöstä $y = \frac{19.3}{x} - 1.9$. Jos vielä merkitään k:lla sitä lukua, joka osoittaa, kuinka paljon keskimäärää suurempia virheprosentteja olisi aihetta soveltaa ja jota voitaisiin nimittää esimerkiksi varmuuskertoimeksi, saadaan yhtälöt muotoon $y = k\left(\frac{66}{x} - 6.6\right)$ ja $y = k\left(\frac{19.3}{x} - 1.9\right)$. Ensiksi mainitusta saadaan siis ne prosenttimäärät, jotka olisi vähennettävä maidon- ja rasvantuotantoindekseistä ja viimeksi mainitusta ne prosenttimäärät, jotka olisi vähennettävä rasvapitoisuusindekseistä, silloin kun indekseihin sisältyvien parien luku on alle kymmenen. Tämän perusteella voidaan kymmentä pienemmästä parimäärästä laskettavien maidontuotantoindeksien kaava kirjoittaa muotoon

$$S = 2\,T - E - k\left(\frac{66}{n} - 6.6\right) \times \frac{2\,T - E}{100} \text{ ja}$$

rasvapitoisuusindeksien kaava muotoon

$$S = 2\,T - E - k\left(\frac{19.3}{n} - 1.9\right) \times \frac{2\,T - E}{100},$$

jolloin n tarkoittaa emä-tytärparien määrää indeksissä ja k on edellä selostettu varmuuskerroin, jonka arvoksi tekijä esitti lukua 2.

Kuten luonnollista, ovat hyvin pienestä parimäärästä, kuten kahdesta ja kolmesta emä-tytärparista lasketut indeksien arvot siinä määrin riippuvaisia sattumasta, ettei tällaisia indeksejä voida edellä esitettyäkään menetelmää soveltaen käyttää siitosarvostelussa, puhumattakaan indekseistä, joihin sisältyy vain yksi emä-tytärpari. Sen vuoksi on ainakin neljää emä-tytärparia pidettävä pienimpänä parilukuna, josta sonnien arvot voidaan laskea siinäkin tapauksessa, että sonneja luokiteltaessa käytetään esitetyistä kaavoista saatuja arvoja. Jos k:n arvona on luku 2, olisi tosin neljää vähemmän emä-tytärpareja sisältävistä indekseistä ennen luokittelua vähennettävä niin suuret prosenttimäärät, etteivät asianomaiset sonnit sen jälkeen voi täyttää siitossonneille asetettavia vaatimuksia muuta kuin aivan harvinaisissa poikkeustapauksissa. Yhdestä parista laskienhan se ei voi tulla koskaan kysymykseen, koska siitä kaavan mukaan olisi vähennettävä yli 100 prosenttia. Jotensakin samoin on asian laita kahdesta parista laskettuihin indekseihin nähden, sillä niistä olisi vähennettävä 58.2 %, mutta kolmesta parista vähennettävä määrä 31.6 % on jo sellaista suuruusluokkaa, ettei se sellaisenaan ehdottomasti estä sonneja pääsemästä siitoseläinten joukkoon. Kun lisäksi k:n arvoksi hyvällä syyllä voidaan valita alempikin arvo kuin 2, jolloin nämä mahdollisuudet vastaavasti suurenevat, on pidettävä parempana erikseen määrätä, ettei indeksejä lasketa ainakaan neljää pienemmästä parimäärästä. Tähän on sitäkin vähemmän syytä, kun se ei enää mainittavasti lisäisi sonnien arvostelumahdollisuuksia.

Käyttäen puheena olevaa k:n arvoa 2 olisi neljästä kymmeneen emätytärparia sisältävistä indekseistä vähennettävä ennen luokittelua seuraavassa taulukossa 17 olevat prosenttimäärät, toisin sanoen vaatimusten

Taulukko 17. *Kantakirja-arvostelussa indekseistä vähennettävät prosenttimäärät.*

Table 17. *Percentages to be subtracted from the indexes in breeding selection.*

Emä-tytärpareja — *Pairs of dam-daughters*		4	5	6	7	8	9	10
Indeksistä vähennettävä, % *To be subtracted from the index, in per cent*	maito ja rasva — *milk and butterfat*	20	13	9	6	3	1	0
	rasvapitoisuus — *butterfat percentage*	6	4	3	2	1	0	0

kysymyksessä olevien indeksien suhteen tulisi olla näiden prosenttilukujen osoittamassa määrässä ankarampia. Näin menetellen ei olisi enää mitään pelkoa siitä, että pienen jälkeläismäärän vuoksi pääsisi siitossonnien joukkoon huonoja eläimiä. Kantakirja-arvostelussa merkittäisiin sonnit puheena olevan korjauksen jälkeen siihen siitosarvoluokkaan, jonka vaatimukset ne virheen vähentämisen jälkeen täyttävät. Täten voitaisiin esimerkiksi hyväksyä sonneja nykyiseen valioluokkaan neljästäkin emätytärparista laskettujen indeksien mukaan, mikäli indeksien maidon- ja

rasvantuotantoarvot olisivat 20 % ja rasvapitoisuusarvot 6 % valioluokan vaatimuksia suuremmat. Siihen nähden, että nykyisin on meillä valioluokkaan pääsyn ehtona, että indeksit on laskettu vähintään kahdeksasta emä-tytärparista, lisäisi esitetty menettely tuntuvasti parhaiden sonnien arvostelumahdollisuuksia sekä jouduttaisi niiden arvostelua.

Lopuksi on esitetystä arvostelumenetelmästä vielä kerran syytä huomauttaa, että virhe voidaan vähentää indeksistä tietenkin vain silloin, kun jalostettavana olevasta eläinjoukosta pyritään valitsemaan mahdollisimman suurella varmuudella parhaita sonneja, kuten on asian laita kantakirja-arvostelussa. Sen sijaan ei tällainen virheiden vähentäminen voi tulla kysymykseen, jos kaikille sonneille on saatava mahdollisimman oikea arvo, kuten on laita useimmissa nautakarjan siitosvalintaa koskevissa tutkimuksissa. Viimeksi mainitun kaltaisissa tapauksissa ei pienestä jälkeläismäärästä aiheutuvien virheiden poistamiseksi ole muuta keinoa kuin laskea indeksit vain sellaisille sonneille, joilla jälkeläismäärä on riittävän suuri.

Loppupäätelmät.

Tutkimuksessa on tarkasteltu neljää tavallisinta sonnien jälkeläisarvostelussa käytettyä indeksien määräämistapaa, nimittäin 1. S = T, 2. S = T—E, 3. ns. Hansson'in indeksiä eli S = 2 T—E sekä 4. Mount Hope-indeksiä. Kaavoissa on S = sonnin indeksi, T = sonnin tytärten ja E = tytärten emien keskiarvo. Tämän lisäksi on pyritty selvittämään sonnin tytärten lukumäärän merkitystä jälkeläisarvostelussa sekä yritetty kehittää menetelmää, jolla pienestä jälkeläismäärästä laskettujen indeksien suurempi epävarmuus voitaisiin ottaa siitosvalinnassa huomioon.

Tutkimusaineisto käsittää 171 ayrshiresonnia sekä niiden lähes 4 000 tytärtä ja lisäksi tytärten emät. Näitä koskevat tuotanto- ym. tiedot on kerätty tarkastusyhdistyksiin tarkastusvuosina 1929—30—1939—40 kuuluneista ayrshirekarjoista.

Erilaisia indeksin määräämistapoja tutkittaessa on lähdetty siitä käsityksestä, että ainoa riittävän pätevä menetelmä selvittää tätä samoinkuin useimpia muitakin nautakarjan siitosvalintaa koskevia kysymyksiä on tutkia kullakin arvostelutavalla saatavia vanhempien ja jälkeläisten välisiä vuorosuhteita eli suoranaisia siitosvalinnan tuloksia. Tähän nojautuen on ensin laskettu sonnien ja niiden isien indeksit neljää edellä mainittua indeksin kaavaa käyttäen. Sen jälkeen on kullakin kaavalla saaduista indekseistä laskettu vanhempien ja pojan väliset vuorosuhde- ja regressiokertoimet.

Näiden vertailujen perusteella voidaan todeta, että nautakarjan siitosvalinnan tulokset, toisin sanoen jalostuk-

sen onnistuminen riippuu suhteellisen vähän sonnien jälkeläisarvostelussa käytettävästä indeksin kaavasta. Tutkituista neljästä tavallisimmasta kaavasta on näet ainoastaan indeksiä S = T—E pidettävä selvästi sopimattomana sonnien perinnöllisen tuotantokyvyn määräämiseen. Sen sijaan indeksien S = T, S = 2 T—E ja Mount Hope mukaan suoritettu siitosvalinta olisi ollut verraten onnistunutta ja valintatulokset poikkeavat niin vähän toisistaan, että jalostus ainakin ayrshirekarjoissa olisi edistynyt kullakin menetelmällä jotensakin samalla tavalla. Indeksi S = T on yksinkertaisin ja olisi sikäli helpommin sovellettavissa käytäntöön, jota paitsi se useimmissa tapauksissa näyttää antavan hiukan täsmällisempiä arvoja kuin indeksit S = 2 T—E ja Mount Hope. Kun toiselta puolen kuitenkin meillä nykyisin käytännössä oleva indeksi S = 2 T—E on myös varsin yksinkertainen ja sitä käyttäen saadaan, kuten mainittiin, likimain yhtä hyviä valintatuloksia, ei näyttäisi olevan syytä luopua tästä indeksistä. Tätä tukee myös se seikka, että kysymyksessä oleva indeksi vastaa nykyisiä käsityksiä maidon- ja rasvantuotannon periytymisestä. Ainoastaan silloin kun tytärten emien tuotantotietoja ei syystä tai toisesta ole saatavissa, olisi turvauduttava indeksiin S = T. Tällöin on otettava huomioon, että viimeksi mainitusta kaavasta saadut parhaiden sonnien arvot ovat keskimäärin jonkinverran kaavasta S = 2 T—E saatuja parhaiden sonnien arvoja pienempiä.

Vaikka Mount Hope-indeksi onkin johtanut likimain yhtä hyvään valintaan kuin indeksit S = T ja S = 2 T—E, ei sitä kuitenkaan voida pitää yhtä sopivana, koska se on huomattavasti viimeksi mainittuja monimutkaisempi ja perustuu lisäksi periytymistapaan, joka ei näytä pitävän paikkaansa. Sen käyttämiseen on sitäkin vähemmän syytä, koska sen mukaan saadaan sonneille paitsi yhtä täsmällisiä arvoja myös sama arvojärjestys kuin indeksillä S = 2 T—E.

Jälkeläismäärän merkitystä tutkittaessa on rajoituttu tarkastelemaan sen merkitystä Hansson'in indeksissä, koska Suomessa on vain tämä indeksi käytännössä ja koska sitä eri indekseistä saatujen tulosten mukaan näyttäisi olevan syytä edelleenkin käyttää. Näin ollen ei tarkastelu oikeastaan koske tytärten, vaan emä-tytärparien lukumäärän merkitystä puheena olevassa indeksissä.

Tulokset osoittavat, että indeksien keskinäinen hajonta pienenee, joskin vähenevässä määrässä, emä-tytärmäärän suuretessa. Aineistoon sisältyvien sonnien indeksien muuntelukerroin $\left(v = \frac{100\,\sigma}{M}\right)$ muuttuu näet emä-tytärparimäärän suuretessa seuraavien yhtälöiden mukaan, maidon- ja rasvantuotannosta laskien

$$y = \frac{27}{x} + 19.6$$

ja rasvapitoisuudesta laskien

$$y = \frac{6.8}{x} + 5.8 .$$

Yhtälöissä on y muuntelukerroin (v) ja x emä-tytärparien luku indeksissä (Kuvio 1).

Likimain samalla tavalla pienenevät myös indeksien keskivirheet, jotka on laskettu yksityisistä emä-tytärpareista saatujen 2 T—E-arvojen hajonnan perusteella. Tällöin saadaan nimittäin keskivirheen ja parimäärän suhdetta ilmaisevaksi yhtälöksi maidon- ja rasvantuotantoindekseistä

$$y = \frac{66}{x} + 6.2$$

ja rasvapitoisuusindekseistä

$$y = \frac{19.3}{x} + 2.1 ,$$

joissa y = indeksien keskivirhe keskimäärin, laskettuna prosenteissa indeksistä ja x = emä-tytärparien lukumäärä (Kuvio 3).

Esitettyjen yhtälöiden mukaan lisääntyy maidon- ja rasvantuotantoindeksien varmuus hyvin voimakkaasti neljään, viiteen emä-tytärpariin saakka. Tämän jälkeen parimäärän vaikutus on jo melkoisesti pienempi, mutta sillä on kuitenkin aina kymmeneen emä-tytärpariin saakka käytännöllistä merkitystä. Rasvapitoisuusindeksien varmuuteen vaikuttaa emä-tytärparien määrä edellistä vähemmän. Indeksien varmuus lisääntyy tosin jonkin verran emä-tytärpariluvun suuretessa noin neljästä, viiteen pariin, mutta sen jälkeen ei emä-tytärpariluvun suurenemisella enää ole mainittavaa vaikutusta.

Pienestä määrästä emä-tytärpareja laskettujen indeksien suuremmasta hajonnasta on myös seurauksena, että parhaat indeksit saadaan useimmiten sellaisille sonneille, joilla on vähän jälkeläisiä, kun taas niillä sonneilla, joilla on paljon jälkeläisiä, harvemmin on parhaita indeksejä. Tästä johtuen siitosvalinnassa joudutaan suosimaan ensiksi mainittuja sonneja viimeksi mainittujen kustannuksella.

Siitä huolimatta, että indeksien hajonnan ja keskivirheiden mukaan päätellen emä-tytärmäärän suureneminen näyttää hyvin paljon pienentävän indeksin virheitä, näin eliminoituvat virheet lienevät sittenkin vain vähäinen osa indeksien todellisten virheiden määrästä. Vanhempien ja pojan väliset vuorosuhteet (Taulukko 14 ja kuvio 3) eivät näet suurene emä-tytärparien luvun suuretessa läheskään niin voimakkaasti kuin indeksien hajonnan ja keskivirheiden pieneneminen edellyttää. Näin ollen indeksien todellisten virheiden täytyy olla melkoisesti suurempia kuin 2 T—E-arvojen perusteella lasketut indeksien keskivirheet osoittavat. Tällainen asian tila aiheutuu ennen kaikkea siitä, että keskivirheissä ei

tule lainkaan esille eräät järjestelmälliset virheet, kuten esimerkiksi ne, jotka syntyvät silloin, kun kaikki sonnin tyttäret on ruokittu tavallista huonommin tai kun emien ja tytärten ruokinta on ollut erilaista. Kuitenkin näyttää emä-tytärparien lukumäärällä olevan niin suuri vaikutus indeksin varmuuteen, että se on otettava huomioon siitosvalinnassa.

Aikaisempien tutkimusten mukaan pienestä jälkeläismäärästä aiheutuvat virheet voitaisiin eliminoida vain siten, että indeksejä ei laskettaisi lainkaan sellaisille sonneille, joilla on vähän jälkeläisiä. Tällaisella menettelyllä on kuitenkin eräitä heikkouksia, jota paitsi se ei näytä olevan kysymykselle paras mahdollinen ratkaisu.

Pienimmän kysymykseen tulevan jälkeläismäärän määrittäminen on nimittäin hyvin vaikea tehtävä. Jos se valitaan niin suureksi, käsillä olevassa ayrshireaineistossa noin kymmenen seuduille, ettei emä-tytärparien suureneminen enää lisää mainittavasti indeksin varmuutta, se rajoittaa ja viivästyttää suuresti sonnien jälkeläisarvosteluja. Jos taas jälkeläisten lukua koskeva vaatimus pannaan hyvin alhaiseksi, syntyy indekseissä etenkin yksityistapauksissa hyvinkin huomattavia virheitä, jotka ovat tietenkin sitä suurempia mitä pienemmästä jälkeläismäärästä indeksit lasketaan. Mainituista syistä johtuen on tutkimuksessa päädytty siihen, että tarkoituksen mukaisinta olisi pyrkiä laskemaan indeksit mahdollisimman pienestä emä-tytärparien määrästä, mutta näin syntyvät virheet olisi otettava siitosvalinnassa huomioon siten, että pienestä määrästä emä-tytärpareja laskettuihin indekseihin nähden sovellettaisiin vastaavasti ankarampia vaatimuksia. Käytännössä tämä tapahtuisi parhaiten niin että pienestä määrästä emä-tytärpareja lasketuista indekseistä vähennettäisiin sellainen määrä, joka vastaa näiden indeksien suurempia virheitä verrattuna suuresta määrästä emä-tytärpareja laskettujen indeksien virheisiin ja vasta näin saatujen arvojen perusteella luokiteltaisiin sonnit

Tässä tarkoituksessa on tutkimuksessa määritetty ne prosenttimäärät (Taulukko 16), jotka kymmentä pienemmästä emä-tytärmäärästä lasketuista indekseistä olisi vähennettävä, jotta nämä indeksit voitaisiin siitosvalinnassa rinnastaa kymmentä ja sitä suuremmasta parimäärästä laskettuihin indekseihin.

Koska hyvin pienestä määrästä emä-tytärpareja lasketut indeksit, etenkin yksityistapauksissa saattavat antaa kokonaan väärän kuvan sonnien arvosta, ei mainittuja korjausprosenttejakaan soveltaen ole mahdollista laskea indeksejä, ellei ole saatavissa vähintään neljä emä-tytärparia. Tästä rajoituksesta huolimatta esitetty menetelmä lisäisi nykyiseen menetelmään verrattuna melkoisesti sonnien jälkeläisarvostelun mahdollisuuksia ja siten tehostaisi lypsykarjan jalostusta.

Kirjallisuusluettelo.

AXELSSON, J., **1930** — Ett försök till avkommeundersökning inom svensk låglandsras. Nordisk Jordbruksforskning **12**, p. 265—288.

— »— **1933** — Ett fortsatt försök till avkommeundersökning inom svensk låglandsras. (With an English summary). Nordisk Jordbruksforskning **15**, pp. 371—402.

BONNIER, G., **1936** — Progeny tests of dairy sires. Hereditas, XXII, p. 145—166.

—» **1939** — Institutets för husdjursförädling meddelande 20, Verksamhet och arbetsuppgifter. Stockholm.

—»— **1946** — The sire index. Acta Acriculturae Suecana, I: 3. p. 321—334. Stockholm.

BUCHHOLZ, H., **1934** — Versuch einer Erbanalyse der Milchleistung in kleinen Herden und auf Grund der Kontrolljahreserträge. Zeitschr. f. Züchtung, B, XXIX, p. 21—66.

CASTLE, W. E., **1919** — Inheritance of quantity and quality of milk production in dairy cattle. Proc. of the National Academy of Sci. **5**, p. 428.

EDWARDS, J., **1932** — The progeny test as a method of evaluating the dairy sire. Jour. of Agr. Sci. **22**, p. 810—837.

FEIGE, E. **1929** — Probleme der Milchvererbung. Deutsch. Landw. Tierzucht **33**, 759.

GIFFORD, W., **1930** — Data necessary to prove pure bred dairy sires. Quernsey Breeders' Jour. 1930. Sepr. 1. (Ref. Edwards 1932, p. 832).

GOODALE, H. D., **1927** — A sire's breeding index with special reference to milk production. American Naturalist, LXI, p. 539—544.

HANSSON, N., **1913** — Kan man med ekonomisk fördel höja medelfetthalten i den av våra nötkreatursstammar och raser lämnade mjölken? Medd. nr. 78 från Centralanstalten för försöksväsendet på jordbruksområdet. Husdjursavdeln. nr. **10**, p. 85.

HUNDSDÖRFER, R., **1933** — Undersuchungen über Milch- und Milchfettvererbung in einer schwedischen Fjällviehherde. Zeitschr. f. Züchtung, B XXVI, p. 323—365.

JOHANSSON, I., **1935** — Urvalsmetoder inom mjölkboskapsaveln. Beretning fra N. J. F:s Kongres i København, p. 677—689.

LINDEBRRG, J. W., **1927** — Todennäköisyyslasku ja sen käytäntö tilastotieteessä. 179 pp. Helsinki.

LONKA, T., **1943** — Lypsykarjan siitosvalinnasta eri ikäkausina. Referat: Über die Zuchtwahl des Milchviehs in den verschiedenen Altersperioden. Suomen Maataloustieteellisen Seuran julkaisuja (Acta Agralia Fennica) **54**, pp. 172.

LUSH, J. L., **1931** — The number of daughters necessary to prove a sire. Jour. of Dairy Sci. XIV, p. 209—220.

—» — **1933** — The bull index problem in the light of modern genetics. Jour. of Dairy Sci. XVI, p. 501—522.

LUSH, J. L., NORTON, H. W., III ja ARNOLD, F., **1941** — Effects wich selection of dams may have on sire indexes. Jour. of Dairy Sci. XXIV, p. 695—721.

v. Patow, C., **1925** — Studien über die Vererbung der Milchergiebigkeit an Hand von fünfzigjährigen Probemelkaufzeichnungen. Zeitschr. f. Tierzüchtung u. Züchtungsbiologie, IV, p. 253—329.

—» — **1930** — Weitere Studien über die Vererbung der Milchleistung beim Rinde. Zeitschr. f. Züchtung, B. XVII, p. 3—159.

Pearl, R., Gowen, J. W. ja Miner, J. R., **1919** — Studies in milk secretion. Transmitting qualities of Jersey sires for milk yield, butterfat percentage and butterfat. Maine Agr. Exper. Stat. Bull. **281**, 89, 165, (Ref. Edwards, 1932, p. 828).

Terho, T., **1926** — Tutkimuksia kotimaisten sonnien vaikutuksesta jälkeläistensä maidontuotantoon ja maidon rasvapitoisuuteen.
I. L. S. K. 182 Ounaan, L. S. K. 74 Matin ja I. S. K. 25 Pomin suvut.

—»— **1928** — II. I. S. K. 8 Oivan, I. S. K. 4 Tahvon, I. S. K. 305 Hintsin, L. S. K. 5 Monnin ja L. S. K. 262 Jumbon suvut. Referat: Über die Vererbung der Leistungsmerkmale beim finnischen einheimischen Rindvieh. Valtion maatalouskoetoiminnan julkaisuja, **4** ja **19**. Helsinki.

—»— **1939** — Karjanjalostuksemme tehostamismahdollisuuksista. Summary: On the bossibilities of giving impetus to cattle-breeding. Valtion maatalouskoetoiminnan julkaisuja, **106**. pp. 69.

Wilson, J., **1925** — A theory of the mode of inheritance of milk yield in cattle. Departement Jour. **24**. (Ref. v. Patow 1930).

Wriedt, Chr., **1929** — Den mendelske spalting av fettprosenten ved kryssning av rødt dansk og jersey fe. Nordisk jordbruksforskning, **11**, ja **12**, p. 103—121.

Wright, S., **1926** — Method of evaluating potentialities of sires (1926). Letter of Oct. 1, 1926, to Dr C. H. Eckles (Ref. Edwards 1932, p. 829).

Yapp, W. W., **1924** — Simple method of testing sires adopted. I 11. Agr. Exper. Stat. Rpt. 1924 **114**. (Ref. Edwards 1932, p. 828).

SUMMARY.

Progeny Test of Sires.

T. Lonka.
Agricultural Experiment Station, Department of Animal Breeding,
Tikkurila, Finland.

The investigation is a study of the four most common methods used in determining the sire index, i. e. 1. S = T, 2. S = T—E and 3. S = 2 T—E as well as 4. the Mount Hope Index. In the formulae S = sire index, T = daughters' and E = daughters' dams' average. In addition, an effort has been made to explain the significance of the number of daughters in the progeny test and to evolve a method by means of which the index errors rising from a small number of daughters could be taken into consideration in breeding selection.

The material comprises 171 Finnish Ayrshire bulls, their nearly 4 000 daughters and the dams of these. The number of daughters-dam pairs to a bull is given in Table 2. The yield and other data with respect to them were collected from Ayrshire herds belonging to the Cow Testing Assosiation during the control — years 1929—1940.

The average yield of the two best successive control-years has been used in the evaluation of individual cows, both dams and daughters. Further, the calving intervals in the control-years concerned have not been allowed to exceed 450 days. If, because of immaturity or some other factor, there was only one control-year yield suitable for use, the record of only this one year was used to evaluate the cow. The milk and butterfat production of the first control-years has been corrected by means of the correction factors presented by the writer earlier (Lonka 1943, p. 127).

The use of the yield of a control-year (in Finland the interval between 1.7—30.6) is not due to the fact that the writer should consider it a more exact measure of the production ability of a cow than that of the lactation period. On the contrary, the former is undoubtedly more inexact than the latter. The employment of results estimated by the control-year is due here as well as in earlier investigations primarily to the unavailability on a sufficiently great scale of lactation period yields. Second, only the results of the control-years have been at our disposal in Finland in making selections in practice, which must therefore be done on the basis of these figures. Therefore it is best to study questions of cattle selection by making use of the preliminary information on which the practical breeding is based.

Different Indexes.

In weighing the several methods of determining indexes the starting point should be the conception that the only sufficiently valid method in solving this problem is to take into account the correlation between the parents and sons or the actual results of selection. The same is the case as to most of the questions concerning cattle selection. For this reason the indexes of both sires and sons were calculated first by means of the foregoing formulae. Next, on the basis of

the indexes evolved from each formula the correlation coefficients between 1. sire and son 2. dam and son and 3. the mean of both parents $\left(\frac{\text{sire} + \text{dam}}{2}\right)$ and son were computed. The correlation coefficients between both parents and son have, however, been calculated only from the indexes obtained by the formulae S = T and S = 2 T—E. Milk and butterfat yields and the fat percentage of milk have been used in the abovementioned comparisons, and the characteristics $\left(\text{mean} = M, \text{standard deviation} = \sigma, \text{coefficients of correlation} = r \text{ and regression} = R\,\frac{x}{y}\right)$ are given in Tables 3, 4 and 5.

On the grounds of the coefficients of correlation it can be observed that the results of selection or, in other words, the success of breeding is to a relatively small extent dependent upon the method of determining the index. Of the four index formulae studied only S = T—E must definitely be held unsuitable for determining the bull's genotype, because the coefficients of correlation between parents and son derived from it are very low throughout. Whereas selection made according to the indexes S = T, S = 2 T—E and the Mount Hope Index would have been comparitively successful. The correlation coefficients are also so similar and the results of selection obtained by the several methods would have differed so little from one another that breeding would have progressed with each of the three methods in approximately the same way. Selection performed particularly by means of the Mount Hope Index and S = 2 T—E would have been exactly alike, whereas index S = T would probably have led to a slightly better selection than the first two.

This result is very astonishing when taking into consideration that these three index formulae essentially differ from one another. On the basis of all that we know of the inheritance of milk yield and butterfat at least index S = T should not lead to even as good a selection as S = 2 T—E and with less reason to a better one, as has happened. It is likely that the result obtained is due to the fact that non-genetic factors cause greater errors in index S = 2 T—E than in S = T. First, the errors possibly involved in the dams' yields are not able to exercise an influence in using S = T. Second, the effect of the errors involved in the daughters' yields is greater in index S = 2 T—E than in S = T, for the errors double in the first-mentioned index.

Despite what has been stated above, the use of index S = T arouses doubt particularly for the reason that it is evidently not based on the inheritance of milk yield and butterfat. Since, in addition, also index S = 2 T—E, the use of which has become established in Finland, is very simple and viewed practically leads to just as good selection, the writer does not consider that there is reason for rejecting it, at least not for the time being. It is only when data concerning the daughters' dams' yields are not available that index S = T should be resorted to.

In the investigation a study has also been made of how similar the orders of merit are into which the bulls fall when the several indexes are used and this has been done by calculating the coefficients of correlation between the indexes. The figures in Table 6 were obtained in this way.

The Number of Daughters.

In studying the significance of the number of daughters the examination was restricted to index S = 2 T—E, because it is the only one in use in Finland and on the basis of the above statements there seems to be reason to continue using it. This being the case, it is not the significance of the number of daughters but that of pairs of dam-daughters in this index that was studied. The aim has been

to solve the problem by comparing the sons indexes calculated from unequal numbers of dam-daughters pairs with the mean of both parents $\left(\frac{\text{sire} + \text{dam}}{2}\right)$. In addition the effect of the number of pairs of dam-daughters was studied by examining the changes which the increase of the number of the pairs brings about in the distribution and standard errors of the indexes. For these comparisons the dam-daughters pairs of the sons have been divided at random into groups of one, two, three, etc. up to groups consisting of fourteen pairs. Fourteen milk and butterfat yield as well as fat percentage indexes were calculated for each son. The distribution of the indexes into several production classes is presented in Tables 7, 8 and 9.

It may be seen from the grouping of the bulls in the tables and from the figures of standard deviation (σ) and coefficients of variation $\left(v = \frac{100\ \sigma}{M}\right)$ that the greater the number of pairs of dam-daughters the less the bulls' indexes differ from one another. This is revealed even more distinctly by Figure 1, in which the correlation between the coefficient of variation (v) and the number of dam-daughters pairs are set forth. Since the decrease of the variation in question also indicates a lessening of index errors, it can be concluded in what way the number of pairs of dam-daughters effects the index errors. When the results are examined from this point of view, a very great diminishing of the errors of milk and butterfat indexes is to be seen as far as about four dam-daughters pairs, but even after that the increase in the number of pairs has a considerable effect upon the probability of the index until ten pairs are reached. Whereas, the number of pairs has rather much smaller an effect on the errors of the butterfat percentage indexes.

The decrease of the variation as the number of dam-daughters pairs increases brings about a phenomenon which must be given attention in practical breeding selection. For, since the indexes calculated from a small number of pairs of dam-daughters differ to a greater extent from one another than those computed from a great number, the best indexes from the former are greater than those from the latter. If, for example, the 6 best bulls are chosen from the material at hand, the values of the indexes are in a considerable measure dependent upon the number of dam-daughters pairs involved in the calculation. This is to be seen in Table 15, in which the averages of the milk indexes of 6 (5 %), 12 (10 %) and 30 (25 %) best bulls included in the material, the number of pairs of dam-daughters increasing from 1 to 14. Further, also the percentages ($M—M_{14}$) are given which show how much greater the indexes calculated from a small number of pairs of dam-daughters are than those from 14 pairs. The result of this phenomenon is, that in selecting all the bulls exceeding a certain limit of production from the breeding material, as is done in choosing herdbook animals, a relatively greater number of bulls are got which have few offspring than of those which have many. Thus in breeding selection the bulls are favoured which have a small number of progeny at the expense of those which have a great number. This happens to the greater extent the smaller the number of bulls selected. (See Table 15).

As has already been mentioned, a study has also been made of how the number of pairs of dam-daughters effects the index errors, which have been calculated from the formula $m = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ on the basis of standard deviation (σ) of the 2 T—E figures obtained from individual pairs of dam-daughters; in the formula n is the number of dam-daughters pairs included in the index. In order to lessen the work of calculation the errors were computed only for the milk and fat percentage indexes involving 2, 4, 6, 8, 10, 12 and 14 pairs of dam-daughters. The errors thus obtained are distributed in several classes according to Tables 10 and 11. By calculating how

many per cent of the index the error is, the average percentages at the very bottom of the table are obtained.

The standard errors got from the formula $m = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ are slightly too small when there are few observations or under 10 as compared to the standard errors obtained from a great number of observations (LINDEBERG 1927, p. 80). In order that the probability laws would hold good with respect to the standard errors computed from a small amount of observations they had to be multiplied by the factors given on page 38. When the error percentages given horizontally at the bottom of Tables 10 and 11 are multiplied by the abovementioned factors, the percentages tabulated in the second and third columns of Table 13 are obtained as the averages of the errors computed from the indexes, as well as the dots marked in Figure 2. On the basis of these dots the equation as to milk yield, $y = \frac{66}{x} + 6.2$ and as to fat percentage $y = \frac{19.3}{x} + 2.1$ is obtained expressing the correlation between the standard error in question and the number of pairs of dam-daughters; x = number of pairs of dam-daughters and y = index error. The levelled error percentages in Table 13 were calculated and the curves in Fig. 2 were drawn according to these equations.

The same conclusions are reached with respect to the number of daughters on the basis of the index errors as on that of distribution. Indexes computed from a great number of pairs seem to be incomparably more dependable than those calculated from a small number of pairs. However, this is the case only with respect to the milk yield index, whereas the fat percentage index is much less dependent upon the number of pairs.

Despite the fact that, according to the foregoing, increase in the number of pairs seems to decrease the errors arising in the indexes to a very great extent, nevertheless only a trifling part of all the errors involved in the indexes are eliminated. According to the results presented in Table 14 and Figure 2 the coefficients of correlation between the parents $\left(\frac{\text{sire} + \text{dam}}{2}\right)$ and son do not increase as the number of dam-daughters pairs increases so greatly as the decrease of the index distribution and of the standard errors lead one to expect. This being the case, the actual errors of the indexes must be much greater than the standard errors calculated on the basis of 2 T—E values indicate. The foremost reason for this state of affairs is that certain systematic errors do not come to light in the standard errors, for instance those arising when all the daughters of the bull have been fed unusually poorly or when the feeding of the daughters differs considerably from that of the their dams.

Naturally the index errors calculated from a small number of pairs of dam-daughters can be eliminated in breeding evaluation by not computing the indexes until the bull has a sufficient number of daughters suitable for evalution. If it were possible without causing practical inconvenience to make the number of pairs of dam-daughters sufficiently great, it would be the simplest and at the same time most effective way of eliminating the inaccuracy rising from a small number of progeny. However this is not the case. Particularly in Finland, where the herds are small and the number of offspring of the bulls therefore remains small, it is compulsory to be satisfied with less progeny. Thus the indexes are correspondingly less accurate and the errors are naturally the greater the smaller the number off offspring used in calculation. On the other hand it should be noted that an index computed from a small number of progeny often may however be so much better than the others that, although its unusually great errors are taken into consideration, it still remains considerably better than the others. Owing

to these reasons the conclusion has been reached in this investigation that it is most suitable to calculate the indexes from as small a number of offspring as possible. The errors resulting from this in breeding selection should be eliminated by applying correspondingly strict requirements with respect to the indexes computed from a small number of dam-daughters pairs. The best way to carry this out would be to subtract such an amount from the indexes got from a small number of pairs as would correspond to their greater errors and the bulls would not be classified until these figures were obtained.

The standard error might first be considered as the figure to be subtracted from the indexes. In this case not only the variation of index errors caused by unequal numbers of pairs but also the difference of errors due to other reasons would be taken into consideration. As it was mentioned above, the actual errors of the indexes are, however, much greater than the standard errors indicate. Because of this it is probable that such a mode of procedure would not appreciably heighten breeding evaluation. Of course the errors of the indexes computed from small numbers of pairs of dam-daughters which are greater than the others would be taken into consideration. However, this can be done much more simply by subtracting before classification of the bulls the difference of standard errors which there is on an average between the errors calculated from a small and great number of progeny.

For determining the difference spoken of the index error computed from ten pairs of dam-daughters has been indicated by 0, because with larger numbers, the error does not increase to any considerable extent any more. In this way the average percentages given in Table 16 are obtained indicating the errors of indexes computed from smaller numbers of progeny than ten. Since these figures are very low, and the errors rising in individual cases may differ a very great deal from the percentages in Table 16, there would perhaps be reason to apply errors bigger than the average. According to the author's opinion too great error percentages would not be reached even by using doubly large errors. Further, at least four pairs of dam-daughters should be available when calculating indexes. For, those computed from a few, e. g. one, two and three pairs may particularly in individual cases be so misleading that they cannot be used as a basis for evaluation even when the suggested method is applied. By using double error and calculating the indexes only from four or more pairs of dam-daughters there should be no more fear lest bulls of inferior genotype be selected for breeding because of a small number of progeny.

When, on the basis of the foregoing, the error percentages are multiplied by two, the percentages in Table 17 are obtained and they are expressed in round numbers. And before classification of the bulls these should be subtracted from the indexes in which the number of pairs of dam-daughters included is 4—10.

According to the requirements in force in Finland at present the index of a bull taken into the merit class must be calculated from at least eight pairs of dam-daughters. Whereas according to the method set forth by the author a bull could be entered in the merit class already on the basis of an index computed from four pairs of dam-daughters, in so far as it meets the requirements of this class after the correlation explained above. This being the case, it would be possible to evaluate more bulls than before on the basis of progeny and at the same time the evaluations could be performed considerably much earlier than when using the present method.